



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

보건학석사학위논문

기혼여성의 가정 내 지위가
추가출산의도에 미치는 영향
: 자녀수를 고려하여

2019년 8월

서울대학교 보건대학원
보건학과 보건인구학 전공
김 형 준

기혼여성의 가정 내 지위가
추가출산의도에 미치는 영향
: 자녀수를 고려하여

지도교수 조 영 태
이 논문을 보건학석사 학위논문으로 제출함

2019년 8월

서울대학교 보건대학원
보건학과 보건인구학 전공
김 형 준

김형준의 석사학위논문을 인준함

2019년 8월

위 원 장	<u>조 성 일</u>	(인)
부 위 원 장	<u>유 명 순</u>	(인)
위 원	<u>조 영 태</u>	(인)

국 문 초 록

연구목적: 본 연구는 기혼여성의 가정 내 지위가 출산의도에 미치는 영향을 자녀수에 따라 확인하고자 하였다. 이전 수행된 출산력 연구들은 대부분 여성의 사회·경제적 지위에 초점을 맞추었으나, 본 연구는 McDo-nald(2000)의 양성평등이론에 근거하여 기혼여성의 가정 내 지위가 출산을 반대 현상의 주요한 요인임을 확인하였다. 이에 여성의 가정 내 지위와 자녀수에 주목한 본 연구는 한국 사회의 저출산 현상에 대한 문화적 접근, 그리고 자녀수에 따른 차별적 접근을 시도하고자 한다.

연구방법: 본 연구는 「2015 가족실태조사」를 원자료로 삼아 25세~44세에 해당하는 기혼여성을 대상으로 분석하였다. 자녀수에 따라 출산의도에 차이가 있다는 선행연구를 바탕으로 자녀가 없는 기혼여성과 12세 미만의 자녀가 있는 기혼여성으로 구분하여 분석하였다. 빈도분석 및 기술통계를 통해 기혼여성의 인구사회학적 특성과 가정 내 지위를 파악하였으며, 기혼여성의 가정 내 지위는 요인분석을 통해 총 4개의 변수로 변수화하였다. 이번 연구에서 보고자 하는 출산의도와 기혼여성의 인구사회학적 특성 및 가정 내 지위 간 독립성을 확인하고자 교차분석을 통한 카이제곱 검정을 실시하였다. 또한 출산의도에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위해 출산의도를 종속변수로 설정하여 로지스틱 회귀분석을 시행하였다.

연구결과: 자녀가 없는 기혼여성의 경우, 출산의도에 유의한 영향을 미치는 요인은 혼인 기간과 가정 내 지위 중 경제권 변수였다. 혼인 기간이 5년 미만인 기혼여성이 출산의도를 가질 확률은 준거집단에 비해 13.297배 높았다. 가정 내 지위 중 경제권의 경우, 여성에게 경제권이 주어질 때 2.098배 높은 확률로 출산의도를 가지는 것으로 확인되었다. 자녀가 있는 기혼여성의 경우에는 연령과 혼인 기간, 고용상태가 추가 출산의도에 유의한 영향을 미쳤다. 기혼여성의 연령이 상승할수록 추가 출산의도를 가질 확률은 0.838배 줄었으며, 혼인 기간이 5년 미만인 기혼여성이 추가출산의도를 가질 확률은 준거집단에 비해 3.418배 높았다. 직업이 없는 기혼여성이 추가출산의도를 가질 확률은 준거집단에 비해 1.622배 높아지는 것으로 확인되었다.

결론: 기혼여성의 가정 내 지위가 출산의도에 미치는 영향은 자녀 유무에 따라 차이가 있었다. 자녀가 없는 기혼여성의 경우에는 기혼여성의 가정 내 지위가 향상될수록 출산의도를 가질 확률이 높아졌다. 이에 반해 자녀가 있는 기혼여성의 경우, 기혼여성의 가정 내 지위는 추가출산의도에 통계적으로 유의한 영향력을 미치지 않았다. 이를 통해 저출산 현상을 해결하기 위해서 자녀수에 따른 차별적인 정책적 접근이 필요함을 확인하였다. 또한 출산 연구에 있어 사회·경제적 접근뿐만 아니라 여성의 가정 내 지위를 고려하여 접근할 필요가 있을 것이다.

주요어 : 기혼여성, 가정 내 지위, 추가출산의도, 가족실태조사, 저출산, 양성평등이론
학 번 : 2017-25287

목차

1장 서론	1
1절. 연구의 배경	1
2절. 연구의 목적	5
2장 이론적 배경 및 연구 가설	6
1절. 이론적 배경	6
2절. 연구 가설	11
3장 연구 방법	12
1절. 연구 자료 및 대상자	12
2절. 주요 변수	14
3절. 분석 절차	18
4장 연구 결과	20
1절. 일반적 특성	20
2절. 기혼여성의 추가출산의도에 영향을 미치는 요인	29
5장 결론	33
1절. 자녀가 없는 기혼여성의 가정 내 지위와 출산의도 간 연구 결과	33
2절. 자녀가 있는 기혼여성의 가정 내 지위와 추가출산의도 간 연구 결과	35
6장 논의 및 제한점	37
참고문헌	40
Abstract	46

표 목차

[표 1] 주요 변수명 및 변수측정	17
[표 2] 로지스틱 회귀분석 모형 (자녀수가 0명인 경우)	19
[표 3] 로지스틱 회귀분석 모형 (만 12세 미만 자녀수가 1명 이상인 경우)	19
[표 4] 일반적 특성	21
[표 5] 자녀가 없는 기혼여성의 인구사회학적 특성에 따른 출산의도 차이	23
[표 6] 자녀가 있는 기혼여성의 인구사회학적 특성에 따른 추가출산의도 차이	24
[표 7] 자녀가 없는 기혼여성의 가사일 결정권 관련 요인분석 결과	25
[표 8] 자녀가 만 12세 미만인 기혼여성의 가사일 결정권 관련 요인분석 결과	26
[표 9] 자녀가 만 12세 미만인 기혼여성의 자녀 돌봄 활동 관련 요인분석 결과	27
[표 10] 자녀가 없는 기혼여성의 가정 내 지위에 따른 출산의도 분석 · 28	
[표 11] 자녀가 있는 기혼여성의 가정 내 지위에 따른 추가출산의도 분석	28
[표 12] 출산의도에 대한 무자녀 기혼여성의 로지스틱 회귀분석	30
[표 13] 추가출산의도에 대한 유자녀 기혼여성의 로지스틱 회귀분석 ...	32

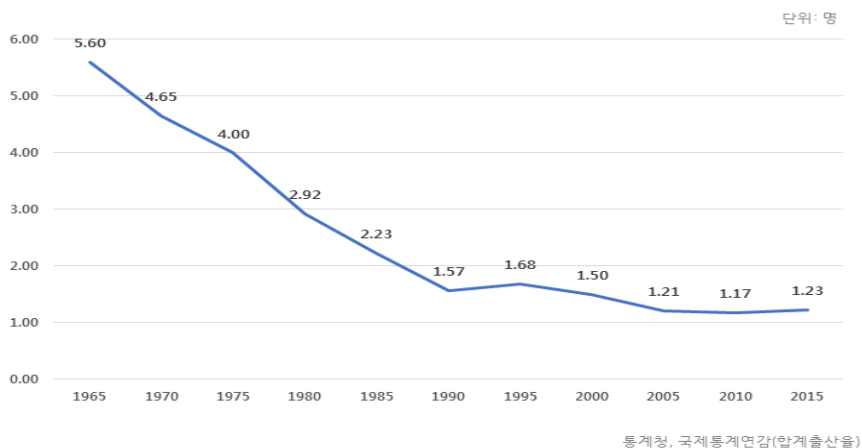
그림 목차

[그림 1] 국내 합계출산율 변화 (1965년 ~ 2015년)	1
--	---

제 1장 서 론

1절. 연구의 배경

경제협력개발기구(OECD)에서는 합계출산율(Total Fertility Rate)이 1.3명 이하인 국가를 초저출산 국가로 분류한 데 따라, 대한민국은 2001년 이후 현재까지 초저출산 국가로 분류되고 있다. 한국사회의 출산율 변천에 대해 간략하게 살펴보면 1950년대 후반 합계출산율은 한국전쟁 직후 사망률 하락, 베이비붐 등으로 인해 증가추세를 보였으나, 1960년대 초반에는 인공임신중절과 혼인 연령대 상승 등의 이유로 6.0명의 합계출산율에서 점차 감소하기 시작하였다. 1970년대 가족계획사업으로 인해 이상 자녀 수 및 아들 선호 가치관 약화 등 가치관 변화가 일었고, 영구 불임 시술 등의 과학적 피임 방법이 확대됨에 따라 출산율 하락이 가속화되기 시작하였다. 1980년대에 들어서면서 인구대체수준인 합계출산율 2.1명 수준에 도달하였으며, 이후 대한민국의 합계출산율은 지속적인 하락 추세를 보였다. 2001년에는 합계출산율이 1.3명에 도달하면서 대한민국이 초저출산 국가로 분류되었고, 이후 하락 추세가 2019년까지 이어지고 있다.



[그림 1] 국내 합계출산율 변화 (1965년 ~ 2015년)

대한민국은 저출산 현상과 더불어 2000년 고령화 사회, 2017년 고령사회(총 인구의 14%가 65세 이상인 국가)로 진입하였으며, 통계청의 인구추계에 따르면 2060년에는 한국의 인구 피라미드가 역삼각형 모양을 보일 것으로 예측된다. 김승권(2004)은 저출산 현상에 의해 노인 부양에 대한 세대 간 갈등, 연금 수급자 증가로 인한 연금재정 불안정성, 노인 의료비 급증에 따른 건강보험 재정 악화, 그리고 노동력의 질 저하에 따른 국가경쟁력 악화 등이 발생할 것으로 보았다. 이와 유사하게 정성호(2013) 역시 저출산 현상이 초래할 수 있는 문제점으로 노동력 부족과 경제성장 둔화, 연령구조의 붕괴, 공공연금과 건강관리체계 문제, 인구 수 감소 등을 제시하였다. 이는 저출산 현상으로 인해 생산인구 수 대비 노인인구 수가 증가함에 따라 잠재적 부양비가 감소하고, 연금가입자 수 대비 연금수급자 수가 증가하기 때문으로 보인다. 이러한 불균형 현상은 소비, 저축, 투자, 고용 등 다양한 측면에서 문제를 야기할 것으로 예측된다.

저출산 현상의 주요 요인은 출산 연령의 상승(Tempo effect)과 출산하는 자녀수 감소(Quantum effect)로 크게 나눌 수 있다(이삼식, 2006; 우원규 외, 2013; 장진희 외, 2016; 이병재 외, 2018; 전광희, 2018). 즉, 출산을 저하 현상은 출산 시기가 늦춰지는 Tempo 효과나 출산아 수가 줄어드는 Quantum 효과로 인해 나타나는 것이다(조영태, 2009). 이 중 한국 사회에서 계획 자녀수는 보통 1명 내지 2명이며, 혼외 출산은 매우 드물기 때문에 저출산 현상의 주된 원인은 초혼 연령의 상승 때문으로 보인다. 이에 대해 우원규 외(2013)는 이러한 한국 사회의 풍토를 고려하여 초혼 연령을 낮추거나 상승하는 것을 억제하는 정책의 필요성을 역설하였다.

이러한 저출산 현상에 대해 다수 연구자들은 사회적·경제적 관점에서 다양한 연구를 진행하였다. 1990년대 후반 때 발생한 경제위기는 출산의 주체가 되는 연령층에 높은 실업률과 미래에 대한 불확실성을 안겨주었다(조영태, 2009). 안정된 삶을 위한 사회 참여 및 높은 학력 수준은 다시금 초혼 연령의 상승과 출산아 수 감소를 야기하였으며, 이병재 외(2018) 또한 저출산 정책으로 일자리와 소득을 보장하는 접근이 필요함을 주장하였다.

대부분의 가정들이 남성생계부양자 모델에서 이인소득자 모델을 따르게 되면서(허수연, 2008) 기혼여성들이 경제활동에 참여하게 됨에 따라 가사노동이나 육아, 양육 등과 같은 무급노동과 유급노동을 함께 병행하게 되었다. 오랜 기간에 걸쳐 세습된 남성 위주의 사회 분위기는 이러한 부담을 분담해 주는 것이 아닌, 오히려 여성에게 이중으로 역할을 떠맡도록 요구하였다(김한곤, 1992).

이 때문에 저출산을 설명하기 위한 Becker의 경제학적 이론이나 제 2의 인구변천이론은 여성의 사회경제적 활동이 출산율을 저하시킨다고 주장하였으나, 이들의 주장과 달리 21세기 서유럽이나 북유럽, 북미 국가들에서 오히려 여성의 사회경제적 활동이 높아질수록 출산율이 증가하였다. 이러한 출산율 반등 현상을 설명하기 위해 McDonald의 양성평등이론(2000)이 대두되었다. McDonald가 주장한 사회와 가정에서 여성의 역할 수준 차이로 인해 대부분의 여성들은 가정보다 사회에서의 역할에 집중하고, 결국 가정을 형성하지 않거나 혹은 출산을 미루거나 거부하게 되면서 저출산 현상이 발생하게 된다. 비슷한 관점에서 Esping-Anderson 역시 다중평형이론을 통해 여성의 경제 활동이 사회적으로 보편화되지 않는 경우 저출산 현상이 발생하게 됨을 주장하였다(계봉오 외, 2016). 저출산 현상을 겪던 유럽에서 1990년대 이후 출산율 반등 현상이 일어나면서 McDonald(2000)는 저출산 현상을 해결하기 위해 사회적, 경제적 관점이 아닌 문화적 관점에서 접근해야 함을 주장하였다. 그리고 저출산을 극복한 국가와 그렇지 않은 국가 간 여성 지위 정도에 차이가 있음을 확인하였다(계봉오 외, 2016).

한편, 2014년 시행된 한국여성정책연구원의 여성 지위에 대한 국가 간 비교 연구에 따르면 34개 OECD 국가 중 한국 여성 고용률은 25위이며, 특히 30대 여성의 고용률은 OECD 회원국 평균과 비교하여 매우 낮은 수준이었다. 또한 한국 고학력 여성 고용률은 OECD 국가 중 최하위 수준을 보였으며, 한국 여성의 주당 근로시간은 OECD 국가 중 가장 길었다. 성별 임금 격차는 OECD 국가 중 가장 큰 격차를 보였으며, 주관적 건강수준은 최하수준을 보였다. 뿐만 아니라 2018년 평가된 한국의 성평등 수준은 성불평등지수(GII)가 189개국 중 10위, 성개발지수(GDI)가 5

그룹 중 3그룹, 성격차지수(GGI)가 144개국 중 118위에 위치하였다. 비록 한국의 성평등 수준이 성불평등지수에서 높은 위치를 보였으나 이는 한국사회의 높은 성평등 수준 때문이 아닌, 한국 자체의 높은 경제 및 교육 성취수준 때문으로 보인다(김경희, 2018). 상기 지표들을 통해 국내 여성의 지위와 관련하여 한국 사회에서 성평등 수준은 타 국가들에 비해 높은 수준이 아님을 알 수 있었다.

국내 여성의 지위와 관련된 국가적 연구로는 국가성평등지수와 지역성평등지수가 있다. 2016년까지 조사된 국가성평등지수를 살펴보면, 사회참여 영역 내 경제활동 부분은 72.4점, 교육 및 직업훈련 부분은 93.7점, 성평등 의식 및 문화 영역 내 가족 분야는 78점으로 어느 정도 성평등이 실현된 것으로 보인다. 하지만 성평등 의식 및 문화 영역 내 가족 분야의 세부 항목인 남녀 가사노동 시간, 육아휴직 사용자 중 남성 비율 항목에서는 여전히 성평등 수준이 낮게 나타났다.

이외에도 국내에서는 문옥표(1996)가 유교전통을 중심으로 가족 내 여성 지위의 변화를 살펴보았고, 박수미(2005)는 가족 내 성평등과 저출산 연구를 통해 저출산 현상의 해결책으로 가사와 육아 분담의 평등성을 제시하였다. 정성호(2009)는 저출산 현상의 사회경제적 요인에 대한 연구를 통해 출산 정책이 실효성을 거두기 위해서는 보다 체계적이고 종합적인 대책 마련이 시급하다고 주장하였으며, 계봉오(2016)는 저출산 현상에 대한 문화이론적 접근방법을 시도하여 저출산 현상의 원인을 밝혀내고자 하였다. 성문주(2016) 역시 연구결과를 통해 여성의 육아와 가사로 인한 채용, 승진에서의 차별과 경력단절 등을 막기 위한 육아휴직정책과 보육정책의 필요성을 언급하였다.

2절. 연구의 목적

국내 여성의 지위 관련 지표나 지수들은 한국과 타 국가 간 성평등 수준을 비교하는데 목적이 있으며, 이러한 포괄성 때문에 국내 성평등 수준을 파악하는데 적합하지 않다는 한계점을 갖는다. 지역성평등지수의 경우, 홍미영 외(2016)는 전문가들을 대상으로 한 FGI(Focus Group Interview)를 통해 다학제적 관점에서 내용적 보완이나 지표 수정, 지표 추가 등의 필요성을 주장하였다. 지역성평등지수의 현장수용성이 부재한 원인은 해당 지수가 지표를 통해 산정된 산식 등을 바탕으로 지수화되었기 때문이며, 이외에 자료원이나 산식, 산출방법 등에 있어 문제가 있는 것은 아님을 언급하였다.

본 연구에서는 국내 지표들이 기혼여성의 사회적, 가정 내 지위를 실질적으로 반영하지 못한다는 한계점을 고려하여, 간접적 지표들이 아닌 가족실태조사를 통해 여성의 실질적인 사회적, 가정 내 지위를 살펴보고자 한다. 가족실태조사는 실제 출산의 기초가 되는 가족 구성원들을 대상으로 할뿐만 아니라 개개인의 특성들을 분석에 활용할 수 있는 개별 단위 자료의 성질을 가지고 있기 때문이다(Margarita Estevez-Abe, 2013).

단 출산요인들이 출산율에 미치는 영향이 자녀수에 따라 차이가 있기 때문에(김정석 외, 2007; 서정연 외, 2015), 자녀수가 0명과 1명 이상인 경우로 구분하여 국내 기혼여성의 가정 내 지위가 추가출산의도에 미치는 영향을 파악하고자 한다. 이를 통해 본 연구는 한국 기혼여성들이 생각하는 스스로의 위치를 사실적으로 파악하는데 사용될 수 있으며, 자녀수에 따라 여성들의 지위가 출산에 미치는 영향력이 갖는 차이를 확인할 수 있을 것으로 기대된다.

제 2장 이론적 배경 및 연구 가설

1절. 이론적 배경

여성의 사회적, 가정 내 지위는 출산율과 반드시 밀접한 연관성을 가지게 된다. 이는 자녀가 여성에게 있어 사회적 성공에 대한 기회비용의 일환으로 볼 수 있기 때문이다. 여성이 출산이나 양육에 대부분의 시간과 힘을 투자하게 되면 원래 계획했던 학업이나 경제적 활동은 포기해야 한다(Becker, 1960; McDonald, 2000). 1970년대 이후 서구 사회에서 출산율이 떨어짐에 따라 Becker의 경제학적 접근, 혹은 2차 출산변천이론 등이 대두되었다. 또한 이 시기에 여성의 지위와 출산에 대한 연구들은 대부분 경제활동 참여율, 혹은 교육수준과 같은 여성의 사회적 지위만을 출산율과 연관시켰다. 그러나 90년대 이후 여성의 사회적 지위가 높아짐에도 불구하고 북유럽, 서유럽, 북미를 중심으로 저출산 현상을 극복하는 사례가 등장함에 따라 여성의 사회적 지위뿐만 아니라 가정 내 지위에도 관심을 갖기 시작했다(계봉오 외, 2016).

1970년대 이후 서구 사회에서 여성의 재산권과 투표권에 이어 교육, 경제 활동 부분에 있어 사회적 지위가 상당 부분 신장 되었으나, 가정에서의 지위는 과거와 비슷한 수준에 머무르면서 두 지위 간 격차가 벌어졌다. 이는 곧 저출산 현상으로 이어졌으며, 사회에서 높은 지위에 있으나 가정에서의 지위는 낮은 여성들, 다시 말해 가정에서 출산, 육아, 보육의 의무를 온전히 수행해야 하는 여성들이 대부분 출산을 포기하거나 미루었기 때문이다.

이러한 맥락에서 저출산 현상에 접근하기 위해서는 반드시 가정에서의 여성의 지위를 사회에서의 여성의 지위와 함께 고려해야 할 것이다(문옥표, 1996; McDonald, 2000).

1. 여성의 사회적 지위와 출산

여성의 사회적 지위 중 교육수준은 출산율과 부적(-) 상관관계를 갖는다. 이는 1) 고등교육으로 인한 초혼연령의 증가, 2) 피임 등을 통한 가족 계획 수립, 3) 자녀의 질적 수준 향상에 대한 욕구 때문이다.

여성의 교육수준이 높아지는 것은 학교를 졸업하는 시기가 늦춰지는 것을 의미하고, 대부분의 여성들이 학교를 졸업한 이후에 결혼을 하면서 초혼연령의 상승으로 인해 출산율이 감소하게 된다(K.O.Mason, 1987, 1988; Zeba Sathar 외, 1988; Michelle J. Hindin, 2000; Oystein kravdal, 2002; Vegard Skirbekk, 2012; elisabeta ajba, 2016; 계봉오 외, 2016). 2011년 Kirdar 외는 터키의 의무교육 기간이 늘어나면서 10대들의 출산율이 유의하게 감소하였음을 밝혔다. 또한 Skirbekk 외(2004)는 스웨덴의 사례를 통해, 졸업 시기가 늦춰짐에 따라 졸업생들의 결혼 연령과 출산 연령이 높아졌음을 주장하였다.

한편 여성의 교육수준 향상은 자율성의 신장으로 이어졌고, 이는 곧 피임에 대한 선택권으로 이어지게 되었다(K.O.Mason, 1987). 대부분의 개발도상국 여성들의 교육수준이 높아지면서 문맹률이 낮아지고 현대 문물과 제도를 비교적 쉽게 수용하게 되었으며, 사회로부터 강제로 요구되던 출산의 의무를 거부할 수 있게 되었다.

여성의 교육수준은 육아와도 관련된다. 학력이 높은 여성은 자녀의 질적 수준을 향상하는 욕구를 가지게 되고, 이는 곧 교육비 지출로 이어진다. 즉, 출산을 많이 하는 것보다 ‘조금 낳아도 잘 기르자’라는 생각에 따라 출산율이 낮아지게 되는 것이다(Zeba sathar 외, 1988).

여성의 고용상태의 경우, 교육수준과는 다르게 성평등 수준에 따라 출산과 U자형의 비선형적 관계를 보인다(K.O.Mason, 1988; 계봉오 외, 2016). 전통적 남성 생계부양자-여성 양육자 모델을 따르는 사회에서는 여성의 고용 수준이 낮다고 하더라도 높은 출산율을 유지하는 모습을 보인다. 그러나 여성의 경제활동 참가가 증가함에 따라, 1) 출산에 대한 기회비용의 증가(Becker, 1960), 2) 여성의 경제권 획득으로 인한 자율성(Aut

onomy) 증가, 3) 여성의 경제권 획득으로 인한 출산 결정권 확보 등의 이유로 출산율은 하락하는 양상을 보이게 된다(Zeba sathar 외, 1988; Myrskylä, 2011; 계봉오 외, 2016). 남성의 가치관 변화, 국가적 정책 지원 등을 통해 여성의 가정 내 의무를 경감시키면서 저출산 현상은 일부 국가에서 극복되었다.

출산율 하락의 원인으로 나타나는 기회비용과 관련하여, 기존 남성 생계부양자-여성 양육자 모델을 바탕으로 여성은 양육과 가사노동에 온전히 집중해야 했다. 여성의 사회진출이 빈번해짐에 따라 양육자로서의 역할과 부양자로서의 역할을 동시에 맡게 되면서 경제활동을 통해 가정 내에서의 경제권을 점차 획득하였다. 고학력에 대한 욕구, 사회적 지위의 상승, 자아 실현 등과 같은 부분에서 선택권과 자율성이 주어짐에 따라 출산 및 육아와 본인에 대한 투자 중 하나를 선택할 수 있게 되었다. 또한 가정 내 경제권을 점차 확보하게 되면서 의사결정 시 여성 스스로 목소리를 내게 되었고, 출산보다는 개인의 욕구 실현을 선택함으로써 자연스레 저출산 현상이 발생하게 되었다.

Esping-Anderson은 저출산 현상을 다중평형이론을 통해 설명하고자 하였다. 새로운 관념이 기존 관념을 대체하게 되면서 출산율이 저하하는 과도기적 모습을 보이나, 새로운 관념이 점차 기존 관념으로 자리 잡으면서 출산율이 다시금 회복세를 보인다고 주장하였다(계봉오 외, 2016). 다시 말해 ‘남성 생계부양자-여성 양육자’라는 기존 관념이 지배적인 사회에서 ‘여성 생계부양자’라는 새로운 관념이 나타남에 따라 출산율이 감소하였으나, 곧 ‘양성 생계부양자 모델’이 주를 이루면서 출산율이 회복되었다는 것이다. 또한 McDonald의 양성평등이론(2000)에서는 여성의 사회적 지위가 높다는 것이 가정 내 지위가 높다는 것을 의미하지는 않기 때문에(문옥표, 1996), 두 지위 간 격차를 출산율 저하의 원인으로 지목하였다.

2. 여성의 가정 내 지위와 출산

여성의 가정 내 지위는 성 불평등이나 남아선호사상과 밀접한 연관이 있는 가정에서의 권력과 권한을 의미한다. 경제권이나 의사결정권, 그리고 일상생활에서 발생하는 상황들에 대해 여성이 자유롭게 선택하게 하는 자율성은 여성의 자존감을 높여주고 결국에는 주변 사람들이 가진 전통적인 남성우월주의를 변화시킬 수 있다(Jianghong Li, 2003).

McDonald(2000)는 여성의 가정 내 지위와 사회적 지위 간 격차에 따른 출산을 저하를 주장하였으며, 저출산 현상을 해결하기 위해 개인 수준의 사회적 제도(Individual-oriented social institutions)와 가족 수준의 사회적 제도(Family-oriented social institutions) 간 격차를 좁혀야 한다고 설명했다.

McDonald의 연구는 21세기에 서유럽, 북유럽, 북미 국가들의 저출산 극복 사례를 설명하기 위해 대두된 문화적 접근이었다(계봉오 외, 2016). 여성의 사회적 지위 향상에 따른 저출산 현상은 기존 경제적 접근을 통해 설명할 수 있었으나, 낮은 출산율이 높아지는 새로운 현상은 새로운 관점에서의 접근을 요구하였다. 이에 McDonald는 여성의 사회적 지위와 더불어 가정에서의 지위 역시 함께 살펴보고자 하였는데, 당시 투표권이나 재산권에 이어 여성들의 교육수준과 고용상태가 향상됨에 따라 여성들을 위한 개인 수준의 사회적 제도 역시 빠른 속도로 질적 향상을 이루었다. 반면에 가족 수준의 사회적 제도는 출산에 대한 결정권만을 부여한 채 자녀 양육, 가사일 등 무급노동을 여전히 부과하였고, 여성들은 가정에서의 역할보다 사회에서의 역할에 집중하면서 출산율은 점차 하락하게 되었다(McDonald, 2000). 이를 토대로 McDonald는 저출산을 극복한 국가에서는 가정 내 지위와 사회적 지위 간 격차가 상대적으로 낮다는 것을 발견하였다.

이외에도 Ushma D. Upadhyay(2014)는 체계적 문헌고찰을 통해 여성의 가정 내 지위와 출산 간 관계를 파악하고자 하였다. 여성의 가정 내 지위 중 출산과 가장 관련성이 높은 것은 가정 내 주요 의사결정(건강관리, 물품 구매, 친척 방문, 토지 구매 등)에서 여성의 참여 정도와 여성의 이동권(마켓, 영화관, 보건소, 친정 방문 등) 정도였다. 이외에도 육아 경험, 출

산에 대한 결정권, 경제적 자율성, 배우자에 대한 젠더적 인식 및 태도 등의 요인들이 있었으나, 이들이 출산에 미치는 영향에 대해서는 갑론을박이 있다. 대부분의 연구는 여성의 가정 내 지위가 출산율과 부정적 연관성이 있음을 주장한다(Ushma D. Upadhyay 외, 2014). 하지만 여성의 지위는 오히려 출산아 수보다 이상 자녀수, 추가출산의도 등과 같은 출산 선호도(Fertility preferences)와 정적(+) 관계에 있을 수 있다. 이외에도 중국 여성의 가정 내 지위로 자녀 양육 부담 실태와 의사결정 과정을 변수로 본 송유진(2005)의 연구에서 여성의 가정 내 지위를 확인할 수 있었다.

여성의 가정 내 지위가 출산율에 어떻게든 영향을 미친다는 사실은 유의하나, 이는 반드시 사회적 맥락과 함께 고려되어야 한다. 다시 말해, 사회적 분위기에 따라 여성의 가정 내 지위가 출산율에 정적인 영향을 가질 수도, 부적인 영향을 가질 수도 있음을 의미한다. 이는 곧 여성의 가정 내 지위와 사회적 지위를 함께 고려해야 한다는 가정으로 귀결시킬 수 있을 것이다. 예를 들어 한국에서 여성의 사회적 지위가 높다고 반드시 가정 내 지위까지 높을 것이라 단정할 수 없다. 여성이 경제활동에 참여함에 따라 생계부양자의 역할을 가지면서도 동시에 양육이나 집안일 등 가정에서의 양육자 역할을 맡게 되는 이중 부담의 문제로 이어질 수 있기 때문이다(문옥표, 1996).

3. 여성의 자녀수와 추가출산의도

본 연구의 종속변수인 추가출산의도는 실제 출산 행위로 무조건 연결되지 않기 때문에, 실질적인 출산율을 파악하는데 한계가 있는 것으로 알려졌다. 하지만 출산계획이나 출산의도는 미래 행위에 대한 변수로 추후 출산행위를 예측하는데 매우 유용한 것으로 밝혀졌다.(김정석, 2007; 정혜은, 2008; 서정연 외, 2015). 또한, 자녀가 있는 기혼여성의 경우에는 기 자녀수(Parity)에 따라 개인이 겪는 상황이 달라지므로 여러 출산요인들이 추가출산의도에 미치는 영향 역시 자녀수에 따라 다르게 나타난다.

기존 선행연구에서는 여성의 자녀수를 0명인 경우, 1명인 경우, 2명인 경우

로 구분하여 자녀수에 따른 각 영향요인을 분석하였고, 특히 둘째아 출산의도에 대한 영향요인 연구가 다수였다. 이는 여성이 한국사회에서 첫 출산을 대부분 경험하기 때문에, 출산의 영향요인을 파악하기 위해서는 둘째아 출산의도를 분석하는 것이 의미가 있다고 보기 때문이다(김정석, 2007; 박수미, 2008).

자녀수가 0명인 경우에는 여성의 현재 연령이 추가출산의도에 유의한 영향을 미치며, 이는 연령이 높아짐에 따라 노산에 대한 염려가 커지기 때문이다. 또한, 앞서 기술된 것처럼 대부분의 무자녀 여성은 첫 출산을 경험하기 때문에 출산의도에 유의하게 영향을 미치는 요인을 파악하기 어려운 것으로 확인되었다(김정석, 2007; 박수미, 2008).

자녀수가 1명인 경우에는 추가출산의도에 미치는 요인으로 연령, 남편의 종사상 지위, 친정어머니의 양육지원, 자녀의 성별, 이상자녀수 등이 있었다. 자녀를 가진 여성의 경우, 실제 양육에 대한 경험을 통해 추가출산에 대해 더 신중을 기하게 된다. 양육비에 대한 걱정, 취업여성의 경우 양육보조자에 대한 수요, 자녀에 대한 가치관 등이 복합적으로 작용하게 되며(김정석, 2007; 서정연 외, 2015; 오승아 외, 2015), 질적 연구방법론을 사용한 이영경 외(2017)의 연구에서도 비슷한 결과를 찾을 수 있었다.

자녀수가 2명인 경우에는 남아선호사상이 작용할 수 있으며, 이외에 여성의 연령, 자녀 가치관이 추가출산의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 보인다(김정석, 2007; 서정연 외, 2015). 김정석(2007)의 연구에서는 경제적 상황보다 기존자녀의 성별을 강조한 반면 서정연 외(2015)는 소득수준과 같은 경제적인 부분을 강조하였다.

2절. 연구 가설

여성가족부에서 시행한 2015년 가족실태조사를 이용하여 기혼여성의 가정 내 지위가 추가출산의도에 미치는 영향이 기혼여성의 기 자녀수에 따라 다를 것이라 보고, 아래와 같은 가설을 설정하였다.

가설: 모든 자녀수의 경우에서, 여성의 가정 내 지위는 추가출산의도에 유의한 영향을 미치지 않을 것이다.

제 3장 연구 방법

1절. 연구 자료 및 대상자

1. 연구 자료

본 연구는 여성가족부가 2015년 실시한 「2015 가족실태조사」 자료를 이용하였다. 제1차 자료는 2005년 한국여성개발원(현, 한국여성정책연구원)이 조사하였고, 제2차 자료는 2010년에 대구대 산학협력단이, 제3차 자료는 2015년 한국여성정책연구원이 담당하였고, 제3차 자료의 경우는 통계청 및 전문연구기관에 위탁 수행하였다.

「2015 가족실태조사」는 가구대표용과 가구구성원용으로 구분되며, 조사 내용은 가족 구성원의 사회인구학적 특성, 가족의 경제상태, 가족 가치관, 가족형태, 가족관계, 생활양식, 가족문제, 서비스 욕구 등으로 구성된다. 가구대표용의 경우는 상기 기술된 문항들에 더해 가족 돌봄 영역과 가구 특성 영역이 추가되었다.

본 연구에서 「2015 가족실태조사」를 살펴보고자 하는 이유는 첫째, 「2015 가족실태조사」가 최근에 실시된 만큼, 현대 사회에서 30세 이후 결혼이 보편화 되는 현상이나 여성 경제활동 증가, 맞벌이 가족 증가 등으로 돌봄 지원에 대한 욕구가 증대되는 부분을 잘 반영하고 있기 때문이다. 둘째, 가족을 중심으로 가족의 여러 측면에 대해 세밀한 조사가 되었다는 부분에서 의미가 있을 것으로 보인다. 셋째, 최근 가족과 관련된 보건복지 정책이 수립되고 있으며, 현 사회적 이슈의 중심에 가족이 위치함을 고려할 때, 「2015 가족실태조사」는 현 사회적 현상을 잘 반영할 수 있다고 판단된다. 마지막으로 「2015 가족실태조사」는 국가승인통계와의 차별성을 두기 위해 12세 이상 가구원 전원을 대상으로 하였으며, 이를 통해 본 연구는 가구 내 세대별, 성별 차이와 가구원 간 상호관계를 더 현실적으로 반영할 수 있을 것으로 기대된다(여성가족부, 2015).

「2015 가족실태조사」의 원자료는 통계청 마이크로데이터 사이트(mdis.kostat.go.kr)를 통해 접속하여 승인을 받은 후, 이름과 같이 개인을 식

별할 수 있는 개인정보가 제거된 상태로 제공된다. 본 연구를 수행하는 연구자는 소속 대학의 생명윤리심의위원회로부터 연구 승인을 받은 후 연구를 진행하였다. (IRB No. SNU 19-05-006)

2. 연구대상

「2015 가족실태조사」 자료는 조사원에 의한 면접조사를 통하여, 조사 시점 기준 전국에 거주하는 일반가구를 모집단으로 삼아 5,018개 표본가구에 함께 거주하는 만 12세 이상 가족 구성원 10,912명을 대상으로 조사되었다.

본 연구에서는 「2015 가족실태조사」 설문 참여 시, 정보 누락 없이 응답한 25세부터 44세까지의 기혼여성을 연구대상자로 선정하고자 한다. 단, 「2015 가족실태조사」에서 자녀 돌봄 활동을 파악하기 위한 설문 문항은 만 12세 미만의 자녀가 있는 기혼여성을 대상으로 하기 때문에, 만 12세 이상의 자녀가 있는 기혼여성을 제외한다.

여성의 가임연령은 일반적으로 15세에서 49세까지로 알려져 있으나, 실제 한국 사회에서 여성의 교육수준과 경제활동 참여율이 높아지면서 만혼 현상이 일어나고 있다. 이에 본 연구 역시 이러한 상황을 고려하여 25세 이상의 여성을 대상으로 하고자 한다(임훈민 외, 2013).

또한 추가출산의도를 파악하는 데 있어 45세 이상 기혼여성의 경우에는 출산계획이 실질적인 출산으로 실현되기에 제약이 따른다. 따라서 본 연구의 분석대상이 되는 기혼여성의 최대 연령은 44세까지로 정한다(김정석, 2007; 황나미, 2007).

2절. 주요 변수

1. 종속변수

본 연구에서는 ‘향후 자녀 계획 유무’에 관한 설문 문항을 통해 추가출산의도를 살펴보고자 한다. 해당 문항은 ‘앞으로 자녀를 (더) 가질 계획이 있습니까?’라고 질문하며, 이에 대한 응답은 ‘예’ 혹은 ‘아니오’로 구성되었다. ‘예’라고 답변한 경우는 몇 명의 자녀를 계획 중인지, ‘아니오’로 응답한 경우에는 계획이 없는 이유와 환경에 따른 추가출산의도를 추가적으로 질문한다. 해당 연구에서는 ‘예’ 혹은 ‘아니오’로 답변된 추가출산의도를 종속변수로 두기로 한다.

2. 독립변수

본 연구를 통해 기혼여성의 가정 내 지위가 추가출산의도에 미치는 영향력을 살펴보고자 한다. 이를 위해 「2015 가족실태조사」에서 조사된 기혼여성의 가정 내 지위를 독립변수로 설정한다. [표 1]

Blumberg(1984)는 성층화 이론(Gender stratification theory)을 통해 여성의 지위가 절대적 지위(Women's absolute status)와 상대적 지위(Women's relative status)로 구분되어야 함을 주장하였다. 전자는 집단 내 비교를 통해, 그리고 후자는 집단 간 비교를 통해 정해지며, 성층화 이론은 여성의 상대적 지위를 위주로 한다. 한편, Williamson 외(1997)는 성층화 이론과 여성의 기대수명 간 관계를 연구하면서 여성의 절대적 지위와 상대적 지위 모두 기대수명의 중요한 예측 인자임을 주장하였으며, K.O.Mason(1987)은 여성의 절대적 지위와 상대적 지위 중 어느 것이 더 유용한지에 대해 의견이 분분하다고 밝혔다.

본 연구에서는 앞서 언급된 연구 결과들에 기반하여 기혼여성의 인구사회학적 특성은 절대적 지위로, 가정 내 지위는 상대적 지위로 구분하여 살펴보고자 하였다. 즉 기혼여성의 인구사회학적 특성은 여성 간 비교를 통해, 그리고 가정 내 지위는 특성상 남녀 간 비교를 통해 조작적 정의를 하고자 한다.

가. 기혼여성의 인구사회학적 특성

기혼여성의 인구사회학적 특성은 여러 선행연구를 통해 선정한 변수들 중 「2015 가족실태조사」를 기반으로 조사된 연령, 혼인 기간, 가구 월평균 소득, 양육보조자 유무, 교육수준, 고용상태, 거주지 변수를 선별하였다(정혜은 외, 2008; 이형민, 2012; 강유선 외, 2018). 이 때, 문항에 대한 응답 비율이 현저히 낮은 경우는 그룹화하여 새로운 변수를 생성하였다.

기혼여성의 연령은 출산 시기를 결정하는 데 있어 생물학적으로 중요한 역할을 하기 때문에 통제하고자 하였다(우원규 외, 2013).

혼인 기간은 ‘5년 미만’, ‘5년 이상’의 두 그룹으로 범주화하였다. 「2015 가족실태조사」에서 혼인상태에 대한 하위 문항으로 배우자와 언제부터 함께 거주하였는지를 묻는 문항을 토대로 변수를 설정하였다. 총 7개의 응답 문항으로 구성되었으나, 응답 비율을 고려하여 2개의 범주로 재구성하였다.

가구 월평균 소득은 ‘300만원 미만’, ‘300만원 이상’으로 구분하였다. 「2015 가족실태조사」에서 월평균 소득은 총 9개 응답 문항으로 조사되었지만, 응답 분포를 고려하여 두 집단으로 범주화하였다.

양육보조자 유무를 파악하기 위해 “귀하 또는 배우자의 아버지, 어머니 네 분 중 한 분만이라도 생존해 계십니까?”라고 묻는 문항을 사용하였으며, 해당 문항에 대해 “예” 혹은 “아니오”로 응답하였다. 어머니 생존여부가 취업여성의 둘째자녀 출산의도에 영향을 미친다는 선행연구(정혜은 외, 2008)에 따라 이를 통제변인으로 삼았다.

교육수준에 대한 문항은 일생동안 받은 정규교육을 묻는 문항으로 ‘교육을 받지 않음’, ‘초등학교’, ‘중학교’, ‘고등학교’, ‘대학교(4년제 미만)’, ‘대학교(4년제 이상)’, ‘대학원’으로 구성되나, 응답 비율을 고려하여 ‘고졸 이하’, ‘대졸 이상’으로 재구성하였다.

기혼여성의 고용상태는 지난 1주일 동안 근무 여부를 묻는 문항과 고용형태를 묻는 문항을 활용하였다. 고용형태는 ‘상용 근로자’, ‘임시 근로자’, ‘일용 근로자’, ‘고용원이 있는 자영업자’, ‘고용원이 없는 자영업자’,

‘무급가족종사자’로 구성되나, ‘상용 근로자’ 이외 응답 비율이 현저하게 낮아 고용형태별 특성을 파악하기 어려워 ‘상용 근로자’ 및 ‘상용 근로자 이외’로 재구성하였다. 최종적으로 기혼여성의 고용상태는 ‘직업이 없는 경우’, ‘상용 근로자’, ‘상용 근로자 이외’로 구분하였다. 거주지 변수는 ‘동부 지역’, ‘읍면부 지역’으로 구분하였다.

나. 기혼여성의 가정 내 지위

기혼여성의 가정 내 지위는 자녀 유무에 따라 구분하여 분석하였는데, 의사결정권과 자녀 돌봄 활동에 대한 문항을 통해 살펴보았다. 여러 개의 하위 문항을 요인분석을 통해 요인화한 선행연구(조성연 외, 2009; 강유진, 2014)에 기반하여, 본 연구에서는 기혼여성의 가정 내 지위와 관련하여 서로 비슷한 성질을 가진 하위 문항들을 요인분석을 통해 새로운 변수로 생성하였다.

「2015 가족실태조사」에서 의사결정권은 ‘귀 댁에서는 다음의 일을 주로 누가 결정합니까?’라고 질문하며, 총 6개 세부 문항(자녀교육, 주택구입 문제, 투자 및 재산관리, 생활비 지출, 가사 등 집안일, 가족원 돌봄)으로 구성된다. 해당 문항에 대해 ‘주로 남편이’, ‘대체로 남편이’, ‘남편과 아내가 똑같이’, ‘대체로 아내가’, ‘주로 아내가’, ‘해당 없음’ 등 6개 척도로 응답할 수 있다. 요인분석을 통해 비슷한 타당도를 보이는 문항들의 평균값을 계산하여 2개의 요인으로 재구성하였으며, 각각 ‘경제권 관련 결정권’과 ‘가사 및 양육 관련 결정권’으로 명명하였다.

자녀 돌봄 활동은 자녀의 연령이 만 12세 미만인 경우인 기혼여성을 대상으로 조사되었다. 「2015 가족실태조사」에서 ‘귀 댁에서는 다음의 자녀 돌봄 활동을 부부가 서로 어떻게 분담하고 있습니까?’라고 묻는 문항에 대해 11개 세부 문항(밥 먹는 것 도와주기, 옷 입는 것 도와주기, 취침 준비 및 재워주기, 아플 때 돌봐주기 혹은 병원 데려가기, 숙제나 공부 돌봐주기, 함께 놀아주기, 어린이집/놀이방/유치원/학교 등에 데려다주기/데려오기, 목욕시키기, 교육(보육) 시설 알아보기, 학교나 보육 시

설 등의 준비물 챙기기, 학교와 보육 시설 등의 행사 참여/방문/봉사 활동 등)을 요인분석을 통해 요인화 하였다. 해당 문항에 대한 응답은 6개 척도(‘주로 남편이’, ‘대체로 남편이’, ‘남편과 아내가 똑같이’, ‘대체로 아내가’, ‘주로 아내가’, ‘해당 없음’)로 구성되며, 각 요인은 ‘자녀의 실생활 관련 활동’ 및 ‘자녀 학업 관련 활동’으로 재구성하였다. 해당 내용은 4장에서 더 구체적으로 다루도록 한다.

[표 1] 주요 변수명 및 변수측정

요인	변수명	변수측정
종속 변수	추가출산의도	0=없음, 1=있음
	연령	연속형 변수
인구사 회학적 특성	혼인 기간	0=5년 미만, 1=5년 이상
	월평균 소득	0=300만원 미만, 1=300만원 이상
	교육수준	0=고졸 이하, 1=대졸 이상
	고용상태	0=상용근로자, 1=무직, 2=상용근로자 이외
	거주지	0=읍면부, 1=동부
	양육보조자 유무	0=부재, 1=생존
가정 내 지위	의사 결정권	경제권 가사 및 양육 결정권
		연속형 변수
		연속형 변수
	자녀 돌봄 활동	자녀 실생활 관련 활동
		연속형 변수
		자녀 학업 관련 활동
		연속형 변수

3절. 분석 절차

본 연구에서 살펴볼 추가출산의도는 이분형 변수이기 때문에 기혼여성의 지위가 추가출산의도에 미치는 영향을 살펴보기 위해 로지스틱 회귀분석을 사용하였다. 이때, 기 자녀수에 따라 여성의 지위가 추가출산의도에 미치는 영향이 어떻게 다른지를 살펴보기 위해 자녀수가 0명인 경우와 1명 이상인 경우로 구분하여 분석하였다.

먼저, 「2015 가족실태조사」에 응답한 25세부터 44세까지의 기혼여성의 인구사회학적 특성과 가정 내 지위를 빈도 및 백분율, 그리고 평균값과 표준편차를 통해 제시하였다.

가정 내 지위를 나타내는 변수인 의사결정권, 그리고 자녀 돌봄 활동은 모두 측정변수들이 많기 때문에 이들을 각각 요인화 하였다. 각각의 가정 내 지위 변수들은 KMO 측도(Kaiser-Meyer-Olkin의 표본적합성 측도)와 Bartlett의 구형성 검정을 참고하여 요인분석이 적절하게 이루어졌는지 살펴보고자 하였다. KMO 측도가 최소한 0.5(miserable)를 넘고, Bartlett의 구형성 검정의 p -value가 0.05 이하인 경우에 적절한 요인분석이 시행되었다고 가정하였다. 요인 개수의 경우에는 Kaiser 규칙에 따라 표본상관행렬 고유값이 1보다 큰 요인들을 추출하고자 하였으며, 주성분 분석을 통해 직교회전 방법 중 Varimax 회전을 사용하여 분석하였다(강현철, 2013).

요인화된 기혼여성의 가정 내 지위를 포함하여 기혼여성의 인구사회학적 특성과 사회적 지위에 따른 추가출산의도의 차이를 확인하기 위해 단변량 분석을 사용하였다. 연령과 기혼여성의 가정 내 지위는 연속형 변수이기 때문에 그룹 간 평균 차이가 있는지 확인하고자 t -검정을 통해 분석하였으며, 이외 변수는 카이제곱 검정을 통해 독립성 유무를 파악하였다. p 값이 0.1 이하인 경우 통계적 유의성을 갖는 것으로 보았다.

앞서 시행된 단변량 분석을 통해 추가출산의도와 관련있는 변수들을 대상으로 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 이를 통해 기혼여성의 인구사회학적 특성, 사회적 지위, 가정 내 지위와 추가출산의도 간 존재하는 상관성을 파악하고 변수별 교차비(Odds ratio)를 산출하여 그 영향력을 확인하였다. 이때, 통제변수로는 기혼여성의 인구사회학적 특성을 사용하였으며, 자녀가 있는 경우와 없는 경우로 구분하여 회귀모델을 설정하여

분석을 시행하였다.

본 연구에서 설정한 회귀모델은 다음과 같다. 모델 1은 기혼여성의 가정 내 지위를 포함하고, 모델 2는 기혼여성의 가정 내 지위와 인구적 특성인 연령과 혼인 기간을, 모델 3은 기혼여성의 가정 내 지위와 사회경제적 특성인 월평균 소득, 교육수준, 고용상태를, 모델 4는 기혼여성의 가정 내 지위와 인구사회학적 특성을 통제하여 여성의 지위가 추가출산의도에 미치는 영향력을 위계적으로 파악하고자 하였다. [표 2], [표 3]

[표 2] 로지스틱 회귀분석 모형 (자녀수가 0명인 경우)

Model 1
$y = a_0 + a_1X_{\text{경제권}} + a_2X_{\text{가사 및 양육 결정권}} + \epsilon$
Model 2
$y = a_0 + a_1X_{\text{경제권}} + a_2X_{\text{가사 및 양육 결정권}} + a_3X_{\text{연령}} + a_4X_{\text{혼인기간}} + \epsilon$
Model 3
$y = a_0 + a_1X_{\text{경제권}} + a_2X_{\text{가사 및 양육 결정권}} + a_3X_{\text{월평균소득}} + a_4X_{\text{교육수준}} + a_5X_{\text{고용상태}} + \epsilon$
Model 4
$y = a_0 + a_1X_{\text{경제권}} + a_2X_{\text{가사 및 양육 결정권}} + a_3X_{\text{연령}} + a_4X_{\text{혼인기간}} + a_5X_{\text{월평균소득}} + a_6X_{\text{교육수준}} + a_7X_{\text{고용상태}} + \epsilon$

[표 3] 로지스틱 회귀분석 모형 (만 12세 미만 자녀수가 1명 이상인 경우)

Model 1
$y = a_0 + a_1X_{\text{경제권}} + a_2X_{\text{가사 및 양육 결정권}} + a_3X_{\text{자녀실생활관련활동}} + a_4X_{\text{자녀학업관련활동}} + \epsilon$
Model 2
$y = a_0 + a_1X_{\text{경제권}} + a_2X_{\text{가사 및 양육 결정권}} + a_3X_{\text{자녀실생활관련활동}} + a_4X_{\text{자녀학업관련활동}} + a_5X_{\text{연령}} + a_6X_{\text{혼인기간}} + \epsilon$
Model 3
$y = a_0 + a_1X_{\text{경제권}} + a_2X_{\text{가사 및 양육 결정권}} + a_3X_{\text{자녀실생활관련활동}} + a_4X_{\text{자녀학업관련활동}} + a_5X_{\text{월평균소득}} + a_6X_{\text{교육수준}} + a_7X_{\text{고용상태}} + \epsilon$
Model 4
$y = a_0 + a_1X_{\text{경제권}} + a_2X_{\text{가사 및 양육 결정권}} + a_3X_{\text{자녀실생활관련활동}} + a_4X_{\text{자녀학업관련활동}} + a_5X_{\text{연령}} + a_6X_{\text{혼인기간}} + a_6X_{\text{월평균소득}} + a_7X_{\text{교육수준}} + a_8X_{\text{고용상태}} + \epsilon$

제 4장 연구 결과

1절. 일반적 특성

1. 연구대상자의 일반적 특성

「2015 가족실태조사」에 응답한 기혼여성의 일반적 특성은 아래 [표 4]와 같다. 자녀가 없는 기혼여성은 전체 기혼여성 중 139명으로 14.5%를 차지하였다. 자녀가 1명 이상인 기혼여성은 817명으로 전체 기혼여성 중 85.5%를 차지하였다.

본 연구에서 살펴보고자 하는 추가출산의도의 경우, 자녀가 없는 기혼여성 중 출산의도가 있는 기혼여성(76.3%)이 그렇지 않은 여성(23.7%)보다 더 많이 분포하였다. 반면 자녀가 1명 이상인 기혼여성 중 추가출산의도가 있는 기혼여성(17.1%)이 그렇지 않은 기혼여성(82.9%)에 비해 더 적게 분포하였다.

기혼여성의 인구사회학적 특성에 있어 자녀가 없는 기혼여성의 평균 연령은 33.56세였으며, 혼인 기간은 5년 미만이 98명(70.5%), 5년 이상이 41명(29.5%)이었다. 월평균 소득은 300만원 미만이 42명(30.2%), 300만원 이상이 97명(69.8%)인 분포를 보였다. 교육수준은 고졸 이하가 37명(26.6%), 대졸 이상이 102명(73.4%)으로 대졸 이상의 학력이 더 많았다. 자녀가 없는 기혼여성의 고용상태는 무직인 경우가 41명(29.5%), 상용근로자가 65명(46.8%), 상용근로자 이외인 기혼여성이 33명(23.7%)인 분포를 보였다. 거주지 유형은 읍면부에 거주하는 기혼여성이 17명(12.2%)이었고, 동부에 122명(87.8%)이 거주하였다. 기혼여성이 대부분 동부에서 거주하는 만큼, 추후 분석에서는 해당 변수를 제외하였다. 양육보조자가 없는 기혼여성은 1명(0.7%), 양육보조자가 있는 기혼여성이 138명(99.3%)으로 기혼여성의 양육보조자가 거의 모두 생존하고 있어 추후 분석에서 해당 변수 역시 제외하였다. 가정 내 지위 중 경제권의 평균 값은 3.1799로써 평균값이 5에 가까울수록 아내가 관리한다는 점을 볼 때, 남편과 아내가 비슷하게 경제권을 가지고 있었다. 가사 및 양육과 관련된 결정권의 평균값은 3.4281이었으며, 이 역시 남편과 아내가 비슷

하게 결정권을 가지고 있는 것으로 보였다.

만 12세 미만의 자녀가 1명 이상인 기혼여성의 평균 연령은 36.25세였으며, 혼인 기간은 5년 미만이 201명(24.6%), 5년 이상이 616명(75.4%)으로 구성되었다. 월평균 소득은 300만원 미만이 239명(29.3%), 300만원 이상이 578명(70.7%)으로 구성되었다. 사회적 지위 중 교육수준은 고졸 이하가 257명(31.5%), 대졸 이상이 560명(68.5%)이었고, 고용상태가 무직인 기혼여성이 409명(50.1%), 상용근로자가 240명(29.4%), 상용근로자 이외가 168명(20.6%)으로 무직 상태가 가장 많은 비율을 차지하였다. 기혼여성의 거주지 형태로는 읍면부에 거주하는 여성이 121명(14.8%), 동부에 거주하는 여성이 696명(85.2%)의 비율을 보였다. 양육보조자가 없는 기혼여성은 18명(2.2%)인 반면, 799명(97.8%)은 양육보조자가 존재하였다. 자녀가 없는 기혼여성의 경우와 마찬가지로 양육보조자 유무, 거주지 변수 역시 추후 분석에는 제외하였다. 가정 내 지위 중 경제권 변수의 평균값은 3.2122로 남편과 아내가 거의 균등하게 경제권을 지님을 알 수 있었고, 가사 및 양육 결정권 변수의 평균값은 3.9792로 대체로 아내가 결정권을 갖고 있음을 확인하였다. 자녀의 실생활과 관련된 자녀 돌봄 활동의 평균값은 4.0202, 자녀 학업 관련 활동의 평균값은 4.2973으로 자녀 돌봄 활동은 대체로 아내가 담당하였다.

[표 4] 일반적 특성 (단위: 명(%))

요인	변수명	변수측정	자녀수=0명	자녀수≥1명 (만 12세 미만)
종속변수	추가출산의도	없음	33 (23.7)	677 (82.9)
		있음	106 (76.3)	140 (17.1)
인구사회학적 특성	연령	연속형 변수	33.56세	36.25세
	혼인 기간	5년 미만	98 (70.5)	201 (24.6)
		5년 이상	41 (29.5)	616 (75.4)
	월평균 소득	300만원 미만	42 (30.2)	239 (29.3)
		300만원 이상	97 (69.8)	578 (70.7)
	교육수준	고졸 이하	37 (26.6)	257 (31.5)
		대졸 이상	102 (73.4)	560 (68.5)
	고용상태	직업 없음	41 (29.5)	409 (50.1)
		상용근로자	65 (46.8)	240 (29.4)
		상용근로자 이외	33 (23.7)	168 (20.6)
	거주지	읍면부	17 (12.2)	121 (14.8)

가정 내 지위	양육보조자 유무	동부	122 (87.8)	696 (85.2)
		부재	1 (0.7)	18 (2.2)
	경제권	생존	138 (99.3)	799 (97.8)
		연속형 변수	3.1799	3.2122
	가사 및 양육 결정권	연속형 변수	3.4281	3.9792
		연속형 변수	-	4.0202
	자녀 실생활 관련 활동	연속형 변수	-	4.2973
		연속형 변수	-	4.2973
	합계 (N=956명)		139 (14.5)	817 (85.5)

2. 기혼여성의 인구사회학적 특성에 따른 추가출산의도 차이

추가출산의도와 기혼여성의 일반적 특성 간 독립성을 검정하기 위해 교차분석을 시행하였으며, χ^2 검정을 통해 그룹 간 독립성을 확인하였다.

자녀가 없는 기혼여성의 인구사회학적 특성과 출산의도 간 교차분석 결과는 [표 5]와 같으며 연령은 연속형 변수이기 때문에 독립표본 t-검정을 수행하였다.

기혼여성의 연령은 출산의도가 있는 경우(32.82세 \pm 4.233)보다 없는 경우(35.94세 \pm 5.534)에 더 높은 값을 보였다. 기혼여성의 혼인 기간에 따라 5년 미만인 경우는 출산의도가 있는 기혼여성이 더 많은 반면, 5년 이상인 경우에는 출산의도가 없는 기혼여성이 더 많았다. χ^2 검정 결과, 유의확률은 0.01 미만으로 기혼여성의 혼인 기간과 출산의도 간 연관성이 매우 크음을 알 수 있었다. 또한 가구 월평균 소득에서 출산의도가 없는 기혼여성보다 있는 경우가 더 많았고, 유의확률이 0.05 미만으로 가구 월평균 소득과 출산의도는 유의한 상관성을 가지고 있음을 확인하였다. 기혼여성의 교육수준 역시 출산의도와 유의하게 상관성($p<0.01$)이 있었으며, 각각의 교육수준에서 출산의도가 있는 기혼여성이 출산의도가 없는 기혼여성보다 많은 비중을 차지하였다. 기혼여성의 고용상태가 무직, 상용근로자, 상용근로자 이외인 경우에서 모두 출산의도가 없는 기혼여성의 비율이 더 낮게 나타났다. 하지만 검정 결과, 고용상태 변수와 기혼여성의 출산의도는 상관성이 없음을 확인하였다. .

[표 5] 자녀가 없는 기혼여성의 인구사회학적 특성에 따른 출산의도 차이 (단위: 명(%))

	출산의도 여부			
	없음 (33)	있음 (106)	합계 (139)	
연령**	35.94세±5.534	32.82세±4.233		t = 2.978
혼인 기간***				
5년 미만	10 (10.2)	88 (89.8)	98 (100.0)	$\chi^2 = 33.628$
5년 이상	23 (56.1)	18 (43.9)	41 (100.0)	
월평균 소득**				
300만원 미만	15 (35.7)	27 (64.3)	42 (100.0)	$\chi^2 = 4.766$
300만원 이상	18 (18.6)	79 (81.4)	97 (100.0)	
교육수준***				
고졸 이하	16 (43.2)	21 (56.8)	37 (100.0)	$\chi^2 = 10.592$
대졸 이상	17 (16.7)	85 (83.3)	102 (100.0)	
고용상태				
무직	9 (22.0)	32 (78.0)	41 (100.0)	$\chi^2 = .316$
상용근로자	15 (23.1)	50 (76.9)	65 (100.0)	
상용근로자 이외	9 (27.3)	24 (72.7)	33 (100.0)	

유의수준: *=p<0.1, **=p<0.05, ***=p<0.01

만 12세 미만의 자녀가 있는 기혼여성의 인구사회학적 특성과 추가출산의도 간 교차분석 결과는 [표 6]과 같다.

기혼여성의 연령은 추가출산의도가 있는 경우보다 없는 경우에서 더 높은 값을 보였으며, 두 그룹 간 평균 차이는 매우 유의한 것($p<0.01$)으로 보였다. 혼인 기간 역시 매우 유의한 수준($p<0.01$)을 보였는데, 혼인 기간이 5년 미만인 경우, 5년 이상인 경우 모두에서 추가출산의도가 없는 집단이 추가출산의도가 있는 집단에 비해 더 높은 비중을 차지하였으며, 추가출산의도와 상관성은 유의하였다. 가구 월평균 소득이 300만원 미만인 경우, 300만원 이상인 경우 모두에서 추가출산의도가 없는 기혼여성이 더 높은 비중을 차지하였다. 해당 변수의 카이제곱 검정결과는 유의확률이 0.01 미만으로 가구 월평균 소득과 추가출산의도 간 상관성이 유의한 것으로 확인되었다. 기혼여성의 교육수준이 고졸 이하, 대졸 이상인 경우 모두에서 추가출산의도가 없는 기혼여성의 비율이 더 높은 양상을 보였다. 단, 기혼여성의 교육수준과 추가출산의도 간 독립성 검정 결과는 유의하지 않아 두 변수 간 상관성은 없었다. 기혼여성의 고용상태가 무직, 상용근로자, 상용근로자 이외인 경우 모두에

서 추가출산의도가 없는 집단이 더 높은 비중($p<0.01$)을 보였으며, 추가출산의도와 유의한 상관성을 가지고 있었다.

[표 6] 자녀가 있는 기혼여성의 인구사회학적 특성에 따른 추가출산의도 차이 (단위: 명(%))

	추가출산의도 여부			
	없음 (677)	있음 (140)	합계 (817)	
연령**	37.03±4.168	32.48±4.013		t = 11.823
혼인 기간***				
5년 미만	114 (56.7)	87 (43.3)	201 (100.0)	$\chi^2 = 128.361$
5년 이상	563 (91.4)	53 (8.6)	616 (100.0)	
월평균 소득***				
300만원 미만	183 (76.6)	56 (23.4)	239 (100.0)	$\chi^2 = 9.428$
300만원 이상	494 (85.5)	84 (14.5)	578 (100.0)	
교육수준				
고졸 이하	220 (85.6)	37 (14.4)	257 (100.0)	$\chi^2 = 1.981$
대졸 이상	457 (81.6)	103 (18.4)	560 (100.0)	
고용상태***				
무직	321 (78.5)	88 (21.5)	409 (100.0)	$\chi^2 = 13.152$
상용근로자	204 (85.0)	36 (15.0)	240 (100.0)	
상용근로자 이외	152 (90.5)	16 (9.5)	168 (100.0)	

유의수준: * $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$

3. 기혼여성의 가정 내 지위에 따른 추가출산의도 차이

가. 가정 내 지위 관련 변수 요인화

「2015 가족실태조사」의 문항을 활용해 가정 내 지위를 살펴보기 위해 탐색적 요인분석을 통한 문항 요인화를 시행하였다. 가사일 관련 결정권 문항의 하위 문항들은 총 7개로 구성되었으며, 자녀가 없는 기혼여성의 경우에는 ‘자녀 교육’ 문항을 제외한 6개 하위 문항으로 요인화를 하였다. 자녀 돌봄 활동 문항은 만 12세 미만의 자녀가 있는 기혼여성만을 대상으로 하였다.

자녀가 없는 기혼여성의 가사일 결정권 관련 요인분석 결과는 [표 7]과 같다. 요인 개수는 스크리 도표(Scree graph)를 활용해 Eigenvalue가 1 이상인 것들을 요인으로 정하여 2개 요인들이 선정되었다(Kang et al, 2005). 주성분분석은 첫 몇 개의 주성분을 요인으로 취하는 것(강현철, 2013)이며, 적재값이

0.5 이상인 성분을 공통적인 성질이 있다고 판단하여 1개 요인으로 설정하였다. ‘경제권 관리’ 변수는 「2015 가족실태조사」 내 ‘투자 및 재산 관리’, ‘주택 구입 문제’, ‘생활비 지출’ 문항의 평균값으로 정의하였으며, ‘가사 및 양육’ 변수는 ‘가사 등 집안일’, ‘가족원 돌봄’ 문항의 평균값으로 정의하였다. 요인분석의 유의미함을 판단하기 위해 KMO와 Barlett 검정을 수행하였고(오승빈 외, 2013), Bartlett 검정 결과는 통계적으로 유의하다 할 수 있으나 KMO 검정 결과 0.5 미만으로 요인분석을 위한 변수 선정이 좋지 못하고, ‘가사 등 집안일’, ‘가족원 돌봄’ 문항 간 신뢰도 역시 0.6 미만으로 일관성이 없음으로 나타났다. 하지만 두 요인 모두 적재값이 0.5 이상이고, 누적분산설명력이 60% 이상임을 고려하여 기혼여성의 가정 내 지위로 결정하고자 하였다.

[표 7] 자녀가 없는 기혼여성의 가사일 결정권 관련 요인분석 결과

	경제권 관리	가사 및 양육
투자 및 재산 관리	.864	-.119
주택 구입 문제	.713	-.042
생활비 지출	.644	.353
가사 등 집안일	-.131	.859
가족원 돌봄	.120	.728
KMO와 Barlett 검정	KMO 측도 근사 카이제곱 자유도	.472 90.703*** 10
Eigenvalue	1.701	1.408
공통분산설명력 (%)	34.014	28.155
누적분산설명력 (%)	34.014	62.169
Cronbach's α	.601	.497

유의수준: *=p<0.05, **=p<0.01, ***=p<0.001

자녀가 1명 이상인 기혼여성의 가사일 결정권 관련 요인분석 결과는 [표 8]과 같다. 자녀가 없는 기혼여성의 가정 내 지위와 마찬가지로 ‘가사 및 양육’, ‘경제권 관리’ 요인들을 변수로 선정하였다. KMO 값이 0.645로 평범한 수준(Mediocre)의 공통적 잠재요인이 있음을 알 수 있었으며, Barlett 검정 결과 유의함을 확인하여 공통요인이 존재함을 확인하였다. 해당 분석에는 ‘자녀교육’과 관련된 문항이 포함되었으며, 요인적재값이 0.6 이상인 문항들을 1개 요인으로 보았다. 각 요인의 하위 문항들의 신뢰도는 각각 0.720, 0.679로 문항들 간 일관성이 있어 평균값이 유의미함을 확인하였다. 두 변수들의 누적분산설명력은 64.799% 정도로 높은 설명력을 보였다.

[표 8] 자녀가 만 12세 미만인 기혼여성의 가사일 결정권 관련 요인분석 결과

	가사 및 양육	경제권 관리
가사 등 집안일	.863	-.072
가족원 돌봄	.846	.011
자녀교육	.654	.278
투자 및 재산 관리	-.011	.878
주택 구입	-.036	.816
생활비 지출	.345	.602
KMO와 Barlett 검정	KMO 측도 근사 카이제곱 자유도	.645 1148.418*** 15
Eigenvalue	2.007	1.881
공통분산설명력 (%)	33.455	31.345
누적분산설명력 (%)	33.455	64.799
Cronbach`s α	.715	.681

유의수준: *= $p < 0.05$, **= $p < 0.01$, ***= $p < 0.001$

나. 자녀 돌봄 활동 관련 변수 요인화

12세 미만의 자녀가 있는 기혼여성의 가정 내 지위의 경우, 가사일 결정권과 더불어 자녀 돌봄 활동을 추가로 고려하고자 하였다. 자녀 돌봄 활동의 경우 타 가사일과 다르게 반드시 부모가 개입해야 하며, 기혼여성의 지위로써의 자녀 돌봄 활동에 대한 연구 역시 부족하기 때문이다(송유진, 2005).

「2015 가족실태조사」에서 자녀 돌봄 활동에 대한 문항은 총 11개 문항이며, 가사일 결정권과 마찬가지로 Varimax 회전을 통한 주성분분석을 사용하여 요인분석을 수행하였다. 분석 결과 ‘자녀 실생활 관련 활동’, ‘자녀 학업 관련 활동’ 요인들을 변수로 선정하였으며, 각 요인들의 Eigenvalue는 3.681, 3.201, 누적분산설명력은 62.558%를 보였다. KMO와 Barlett 검정 결과, KMO 값은 0.925, Barlett 검정의 p 값은 통계적으로 유의한 수준을 보여 해당 요인분석은 타당한 것으로 나타났다. 해당 요인분석을 근거로 신뢰도 분석 결과 역시 ‘자녀 학업 관련’ 변수는 0.875, ‘자녀 실생활 관련’ 변수는 0.823 정도로 높은 수준을 보여 해당 문항들의 평균값이 유의함을 확인하였다. [표 9]

[표 9] 자녀가 만 12세 미만인 기혼여성의 자녀 돌봄 활동 관련 요인분석 결과

	자녀 학업 관련	자녀 실생활 관련
학교나 보육시설 등 준비물 챙기기	.818	.284
학교와 보육 시설 등 참여, 방문, 봉사활동 등	.802	.153
교육 시설 알아보기	.783	.214
어린이집, 유치원, 학교 등 데려다주기/오기	.687	.317
아플 때 돌봐주기, 병원 데려가기	.615	.471
숙제나 공부 돌봐주기	.605	.458
취침준비 및 재워주기	.343	.753
밥 먹는 것 도와주기	.398	.728
함께 놀아주기	.104	.728
옷 입는 것 도와주기	.468	.692
목욕 시키기	.185	.644
KMO 측도	.925	
KMO와 Barlett 검정	근사 카이제곱	3866.402***
	자유도	55
Eigenvalue	3.681	3.201
공통분산설명력 (%)	33.462	29.097
누적분산설명력 (%)	33.462	62.558
Cronbach`s α	.875	.823

유의수준: *=p<0.05, **=p<0.01, ***=p<0.001

다. t-검정 분석 결과

자녀가 없는 기혼여성의 가정 내 지위는 앞서 분석된 요인분석을 토대로 요인화된 가사일 경제권 변수를 활용하여 파악하고자 하였다. 요인분석 결과, 가사일 결정권은 경제권과 가사 및 양육 결정권으로 구성되었으며, 각각의 변수는 문항의 평균값이기 때문에 5점에 가까울수록 결정권이 기혼여성에게 있음을 의미한다. 경제권은 출산의도가 없는 기혼여성보다 있는 기혼여성의 평균값이 더 높았으며 유의확률 0.1 미만으로 통계적으로 유의하였고, 가사 및 양육 결정권은 출산의도가 없는 기혼여성의 평균값이 더 높았으나 통계적으로 유의하지 않았다. 두 변수 모두 평균값이 3점대로 가사일 결정권이 남편과 기혼여성 모두에게 있다고 볼 수 있었다. [표 10]

12세 미만의 자녀가 있는 기혼여성의 가정 내 지위의 경우에는 가사일 결정권과 자녀 돌봄 활동을 분석하였다. 가사일 결정권은 5점에 가까울수록 기혼여성에게 결정권이 더 있으며, 자녀 돌봄 활동은 5점에 가까울

수록 기혼여성이 돌봄 활동을 주로 담당하는 것을 뜻한다. 추가출산의도에 따른 경제권의 차이는 통계적으로 유의한 수준($p<.05$)을 보였으며, 추가출산의도가 있는 경우에서 더 낮은 평균값을 보였다. 가사 및 양육 결정권 역시 추가출산의도가 있는 기혼여성의 경우에서 더 낮은 평균값을 보였으며, 추가출산의도에 따른 집단 간 차이 역시 통계적으로 유의하였다($p<.01$). 자녀 돌봄 활동은 자녀의 실생활과 관련된 변수와 자녀의 학업과 관련된 변수로 구분하여 요인화를 하였다. 자녀 실생활 관련 활동은 추가출산의도가 있는 기혼여성 그룹의 평균값이 더 낮았으며, 유의수준은 0.1 미만으로 통계적으로 유의하였다. 자녀 학업 관련 활동 역시 추가출산의도가 있는 기혼여성 그룹의 평균값이 더 낮았으며, 집단 간 평균의 차이는 통계적으로 유의하였다($p<.01$). [표 11]

[표 10] 자녀가 없는 기혼여성의 가정 내 지위에 따른 출산의도 분석

	출산의도 여부		F	t-value
	없음 (N=33)	있음 (N=106)		
가사일 결정권				
경제권*	3.0202	3.2296	.543	-1.679
가사 및 양육	3.5455	3.3915	.452	1.263

유의수준: *= $p<0.1$, **= $p<0.05$, ***= $p<0.01$

[표 11] 자녀가 있는 기혼여성의 가정 내 지위에 따른 추가출산의도 분석

	추가출산의도 여부		F	t-value
	없음 (677)	있음 (140)		
가사일 결정권				
경제권**	3.2408	3.0738	.042	2.336
가사 및 양육***	4.0118	3.8214	.344	3.191
자녀 돌봄 활동				
자녀 실생활 관련*	4.0423	3.9123	.532	1.925
자녀 학업 관련***	4.3320	4.1281	3.190	3.282

유의수준: *= $p<0.1$, **= $p<0.05$, ***= $p<0.01$

2절. 기혼여성의 추가출산의도에 영향을 미치는 요인

기혼여성의 인구사회학적 특성과 가정 내 지위가 추가출산의도에 미치는 영향을 파악하기 위해 이항 로지스틱 회귀분석을 시행하여 교차비(Odds ratio)를 통해 해당 변수의 영향력을 확인하고, 우도검정(-2LL)을 통해 포화모델에 비해 본 연구에서 사용된 분석모델이 적합한지를 검정하였다(최운정 외, 2014).

1. 자녀가 없는 기혼여성의 경우

[표 12]는 자녀가 없는 기혼여성의 인구사회학적 특성과 가정 내 지위가 출산의도에 미치는 영향을 로지스틱 회귀분석을 통해 확인한 결과이다.

Model 1에서는 기혼여성의 가정 내 지위인 경제권과 가사 및 양육 결정권의 영향을 분석하였고, 가사일 결정권 중 경제권 변수가 통계적으로 유의($p<0.1$)하였으며, 기혼여성에게 경제권이 있을수록 출산의도를 가질 확률이 1.782배 높아졌다.

Model 2에서는 기혼여성의 인구사회학적 특성인 연령과 혼인 기간을 통제하였을 때, 가정 내 지위의 영향을 보고자 하였다. 인구적 특성을 통제하였을 때, 가정 내 지위 중 경제권 변수가 출산의도에 유의한 영향을 미쳤으며($p<0.1$), 여성에게 경제권이 있을수록 출산의도를 가질 확률은 2.087배 향상되었다. 또한 혼인 기간이 5년 이상인 기혼여성에 비해 5년 미만인 기혼여성이 출산의도를 가질 확률은 13.455배로 통계적으로 유의한 수준을 보였다($p<0.001$).

Model 3은 기혼여성의 가정 내 지위와 사회적 특성을 투입한 모델이며, 경제권이 기혼여성에게 있을수록 출산의도를 가질 확률이 2.090배 높아진 것으로 확인되었다($p<0.05$). 또한 교육 수준의 경우, 고졸 이하인 기혼여성에 비해 대졸 이상의 기혼여성이 4.171배 높아진 확률로 출산의도를 가질 것으로 보였다($p<0.01$).

마지막으로 Model 4에서는 기혼여성의 가정 내 지위와 인구사회학적 특성을 모두 투입하였고 이 중 기혼여성의 경제권과 혼인 기간이 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 앞서 분석된 모델과 마찬가지로 기혼

여성이 경제권을 가질수록 출산의도를 가질 확률이 2.098배 향상 ($p<0.1$)되었으며, 혼인 기간이 5년 이상인 기혼여성에 비해 혼인 기간이 5년 미만인 기혼여성이 13.297배 높은 확률로 출산의도를 가질 것으로 관찰되었다($p<0.001$).

또한 모든 모델에서 분석 결과를 검정하기 위한 -2로그우도(-2LL) 결과, 변수를 추가할수록 값이 0에 가까워져 변수 설정이 유의미한 것으로 보였다.

[표 12] 출산의도에 대한 무자녀 기혼여성의 로지스틱 회귀분석

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	Odds Ratio			
가사일 결정권				
경제권	1.782*	2.087*	2.090**	2.098*
가사 및 양육	.640	.955	.558	.822
연령		1.013		1.047
혼인 기간 (준거: 5년 이상)				
5년 미만		13.455***		13.297***
월평균 소득 (준거: 300만원 미만)				
300만원 이상			1.420	1.792
교육수준 (준거: 고졸 이하)				
대졸 이상			4.171***	2.055
고용상태 (준거: 상용근로자)				
무직			1.976	1.879
상용근로자 이외			1.152	1.033
상수항	2.474	.053	.589	.010
-2LL	147.666	116.773	134.397	111.989
카이제곱	4.700*	35.592***	17.968***	40.376***
자유도(df)	2	4	6	8

유의수준: *= $p<0.1$, **= $p<0.05$, ***= $p<0.01$

2. 자녀가 1명 이상인 경우

12세 미만의 자녀가 1명 이상인 기혼여성에 대한 로지스틱 회귀분석 결과는 [표 13]과 같다.

먼저, Model 1은 기혼여성의 가정 내 지위인 가사일 결정권과 자녀 돌봄 활동의 주체 변수를 투입하여 추가출산의도에 미치는 영향을 확인하였다. 가사일 결정권 중 경제권 변수가 추가출산의도에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤으며($p<0.1$), 경제권이 여성에게 주어질수록 추가출산의도를 가질 확률은 0.805배 낮아졌다.

Model 2는 기혼여성의 인구적 특성인 연령과 혼인 기간을 통제한 모델이며, 연령 변수와 혼인 기간 모두 추가출산의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인하였다. 기혼여성의 연령이 높아질수록 추가출산의도를 가질 확률은 0.836배($p<0.001$)로 낮아졌으며, 혼인 기간의 경우에는 5년 이상인 기혼여성에 비해 5년 미만인 기혼여성이 추가출산의도를 가질 확률이 3.599배($p<0.001$) 높아졌다.

Model 3에서는 기혼여성의 사회학적 특성을 통제하여 가정 내 지위의 영향력을 확인하였다. 먼저 가사일 결정권 중 가사 및 양육 변수가 추가출산의도에 유의한 영향을 주었으며($p<0.1$), 자녀 돌봄 활동 중 자녀 학업 관련 변수가 추가출산의도에 유의한 영향을 미쳤다($p<0.05$). 가사 및 양육 관련 결정권이 여성에게 주어질수록 추가출산의도를 가질 확률은 0.705배 낮아졌고, 자녀의 학업 관련 돌봄 활동을 하는 주체가 기혼여성이 될수록 추가출산의도를 가질 확률은 0.646배($p<0.05$)로 낮아졌다. 가구 월평균 소득의 경우에는 300만원 미만인 기혼여성에 비해 소득이 높아질수록 추가출산의도를 가질 확률이 낮아지는 것으로 보였다. 가구 월평균 소득이 300만원 미만인 기혼여성과 비교할 때, 300만원 이상인 기혼여성이 추가출산의도를 가질 확률은 0.554배 낮아지는 것으로 확인되었다($p<0.05$). 교육수준 역시 추가출산의도에 유의한 영향을 미쳤으며, 학력이 높을수록 추가출산의도를 가질 확률이 1.659배 높아졌다($p<0.05$). 고용상태 변수에서 상용근로자인 기혼여성과 비교할 때, 직업이 없는 기혼여성이 추가출산의도를 가질 확률은 1.749배($p<0.05$) 높아졌으며, 상용근로자 이외인 기혼여성은 0.606배로 낮아졌으나 해당 영향력은 통계적으로 유의하지는 않았다.

마지막으로 Model 4에서는 여성의 가정 내 지위와 인구사회학적 특성을 모두 투입하여 분석하였으며, 이 중 여성의 인구적 특성과 고용 상태가 추가출산의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 보였다. Model 2의 결과와 마찬가지로 여성의 연령이 높아질수록 추가출산의도를 가질 확률은 0.838배 낮아졌으며($p<0.01$), 혼인 기간이 짧은 기혼여성이 3.418배 높은 확률로 추가출산의도를 가지는 것으로 확인되었다($p<0.01$). 마지막으로 고용상태와 관련하여 상용근로자인 기혼여성에 비해 직업이 없는 기혼여성이 추가출산의도를 가질 확률은 1.622배 높아졌다($p<0.1$).

해당 모델에 투입된 변수들의 적합성을 확인하기 위한 -2로그우도(-2LL) 결과, 변수를 투입할수록 로그우도가 0에 가까워짐에 따라 유의미한 변수들을 선정하였음을 확인하였다.

[표 13] 추가출산의도에 대한 유자녀 기혼여성의 로지스틱 회귀분석

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	Odds Ratio			
가사일 결정권				
경제권	.805*	.895	.817	.919
가사 및 양육	.764	.847	.705*	.782
자녀 돌봄 활동				
자녀 실생활 관련	1.064	.918	1.041	.951
자녀 학업 관련	.728	.886	.646**	.822
연령		.836***		.838***
혼인 기간 (준거: 5년 이상)				
5년 미만		3.599***		3.418***
월평균 소득 (준거: 300만원 미만)				
300만원 이상			.554***	1.074
교육수준 (준거: 고졸 이하)				
4년제 대졸 이상			1.659**	1.464
고용상태 (준거: 상용근로자)				
무직			1.749**	1.622*
상용근로자 이외			.606	1.002
상수항	3.482***	405.500***	5.762***	322.455***
-2LL	723.309	579.320	691.338	573.278
자유도(df)	4	6	8	10

유의수준: *= $p<0.1$, **= $p<0.05$, ***= $p<0.01$

제 5장 결론

본 연구는 2015년 시행된 「2015 가족실태조사」를 통해 25세~44세까지 기혼여성의 가정 내 지위를 파악해보고, 인구사회학적 특성과 가정 내 지위가 추가출산의도에 미치는 영향을 자녀수에 기초하여 살펴보고자 하였다. 여성의 가정 내 지위는 자녀가 있는 경우와 없는 경우에 따라 출산에 미치는 영향이 차별적이기 때문에(김정석, 2007), 무자녀인 경우와 12세 미만의 자녀가 있는 경우로 구분하였다.

1절. 자녀가 없는 기혼여성의 가정 내 지위와 출산의도 간 연구 결과

첫째, 자녀가 없는 기혼여성의 76.3%가 추가출산의도를 가지고 있는 반면에 자녀가 1명 이상인 기혼여성의 경우에는 17.1%로 줄어들었다는 점에서 기혼여성이 소규모 가족을 지향한다는 기존 연구 결과와 동일하게 나타났다(김정석, 2007). 여러 연구에서 언급된 바와 같이, 한국 사회에서 결혼 후 첫 출산은 보편적 현상에 가깝기 때문에 무자녀 기혼여성의 경우 대부분이 출산의도를 갖는 것으로 보였다(이인숙, 2005; 신인철, 2009; 김일옥 외, 2011).

둘째, 로지스틱 회귀분석을 통해 자녀가 없는 기혼여성의 출산의도에 유의한 영향을 미친 인구사회학적 특성은 혼인 기간이 유일하였다. 앞서 살펴보았듯이 혼인 기간과 출산의도를 가질 확률은 부적(-) 관계를 보였다.

기혼여성의 가정 내 지위와 인구학적 특성이 함께 투입된 Model 2에서는 경제권과 혼인 기간 변수가 출산의도에 유의하게 영향을 주었다. 또한, 기혼여성의 가정 내 지위와 사회적 특성이 투입된 Model 3에서는 경제권과 교육수준 변수가 유의하게 영향을 미침을 확인하였다. 단 모든 통제 변인을 삽입한 Model 4에서는 경제권과 혼인 기간 변수만 유의하게 영향을 미치는 것으로 보아 사회학적 특성이 출산의도에 미치는 영향력은 가정 내 지위와 인구학적 특성이 갖는 영향력보다 낮은 것으로 추정된다.

본 연구에서 사용된 혼인 기간 변수는 ‘귀하는 현재의 배우자와 언제

부터 함께 살기 시작했습니까?’라는 문항으로, 동거 기간을 가공한 변수이며 혼인 기간이 짧다는 것은 곧 분석대상이 되는 기혼여성의 평균 연령이 낮거나 초혼연령이 낮아짐을 의미한다. 혼인 기간이 5년 미만인 기혼여성의 평균 연령은 준거집단에 비해 낮게 도출되었으며, 이는 곧 연령이 높아짐에 따라 출산율이 감소하는 Tempo 효과로 볼 수 있을 것이다. 한편 한 시점에서 볼 때 혼인 기간이 적은 집단은 그만큼 초혼연령이 높다는 것을 의미하며, 혼인 기간이 5년 미만인 기혼여성이 출산의도를 가질 확률이 높아지는 것은 곧 초혼연령이 출산계획에 정적 영향을 미친다는 선행연구 결과(송유진, 2014)와도 일치하는 것이다. 이는 초혼연령이 높아질수록 가임 기간이 줄어들어 따라 출산 의도에 정적 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 단, 해당 연구에서 연령이 출산의도에 미치는 영향이 유의하지 않다는 점은 자녀가 없는 기혼여성의 경우에 타 변수들이 더 큰 영향력을 발휘하기 때문으로 추측된다.

셋째, 자녀가 없는 기혼여성의 출산의도에 유의한 영향력을 지닌 가정 내 지위는 경제권 변수였다. 앞서 기술하였듯이 경제권 변수의 경우에는 값이 커질수록 여성에게 경제 관련 결정권(주택구입 문제, 투자 및 재산 관리, 생활비 지출 등)이 주어지는 것을 의미한다. 기획된 4개의 회귀모델 모두에서 여성에게 결정 권한이 주어질수록 출산의도를 가질 확률이 높아짐에 따라 여성의 가정 내 지위가 출산의도에 유의한 영향을 미침을 확인하였다. 이는 Upadhyay 외(2014)의 체계적 문헌고찰 연구에서 여성의 결정권이 높아질수록 소규모 가족을 선호한다는 점이나 성평등 정도가 낮거나 중간 정도인 사회에서는 추가출산의도가 낮아졌다는 결과와 반대의 결과이다. 앞서 기술하였듯이 한국에서 첫 출산은 보편적인 현상이기 때문이거나, 혹은 본 연구에서 고려하지 못한 새로운 요인이 있기 때문으로 보고 이에 대해 추가적인 연구가 이어져야 할 것이다.

자녀가 없는 기혼여성의 가정 내 지위 중 경제권 변수가, 그리고 인구학적 특성 중 혼인 기간이 출산의도에 유의한 영향력을 발휘하였기 때문에 본 연구에서 초기에 설정한 가설을 기각하도록 한다.

2절. 자녀가 있는 기혼여성의 가정 내 지위와 추가출산의도 간 연구 결과

첫째, 자녀가 있는 기혼여성의 경우에서, 추가출산의도가 있는 기혼여성의 비율(17.1%)은 그렇지 않은 기혼여성(82.9%)에 비해 상대적으로 낮은 모습을 보였다. 앞서 언급된 바와 같이 이는 한국 사회에서 소자녀관의 확산과 함께 첫 자녀를 가진 기혼여성들은 더 이상의 출산 계획을 세우지 않기 때문으로 보인다.

둘째, 만 12세 미만 자녀가 있는 기혼여성을 대상으로 한 로지스틱 회귀분석 결과에서 추가출산의도에 유의한 영향을 미친 기혼여성의 인구사회학적 특성은 연령과 혼인 기간, 그리고 고용상태 변수였다. Model 4에 따른 분석 결과에서 기혼여성의 연령과 혼인 기간 모두 부적 관계(-)를 보였으며, 상용근로자인 경우에는 준거집단인 비근로자인 경우보다 추가출산의도를 가질 확률이 더 낮아졌다.

기혼여성의 가정 내 지위와 사회적 특성을 투입한 Model 3에서는 Model 1과 다르게 가사 및 양육 결정권, 자녀 학업 관련 돌봄 활동 주체, 가구 월평균 소득, 교육수준, 그리고 고용상태 모두 추가출산의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 모든 변수를 투입한 Model 4에서 고용상태만 추가출산의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 즉, 자녀가 있는 경우에는 기혼여성의 인구적 특성인 연령과 혼인 기간이 추가출산의도에 가장 유의한 영향을 미쳤으며($p<.01$), 이외에 사회적 특성 중 고용상태가 영향을 주었으나($p<0.1$), 가정 내 지위는 어떠한 영향력도 갖지 않았다.

여러 선행연구에서 기혼여성의 둘째아 출산계획에 유의한 영향을 미치는 변수 중 하나로 연령을 언급하였으며(박수미, 2008; 김일옥 외, 2011; 강유선 외, 2018), 연령이 높아짐에 따라 추가출산의도를 가질 확률이 낮아지는 것은 자녀가 없는 경우와 마찬가지로 Tempo 효과로 추측된다.

사회적 특성 중 직업이 없는 기혼여성이 준거집단(상용근로자인 기혼여성)에 비해 추가출산의도를 가질 확률이 높아졌다는 점 역시 선행연구 결과와 궤를 같이 한다(정혜은 외, 2008; 이삼식 외, 2014). 직업이 있는 기혼여성의 경우에는 육아와 무급노동, 유급노동을 동시에 병행하기 어렵

기 때문에 남편의 힘을 빌릴 수 있거나 양육보조자가 존재할 때 추가출산의도를 갖게 된다. 한편으로 상용근로자인 경우에는 출산으로 인해 노동시장에서 이탈 시 동일한 위치로 복귀하는 것이 어렵기 때문에, 출산 행위를 미루거나 기피하게 된다. 그리고 상용근로자가 아닌 기혼여성의 경우에는, 고용상태 특성상 출산 이후 양육이 가능한 근로 형태를 택할 수 있기 때문에 상용근로자와 비교할 때 영향력이 유의하지 않는 것으로 보인다(이삼식, 2014).

셋째, 앞서 언급하였듯이 기혼여성의 가정 내 지위인 가사일 결정권과 자녀 돌봄 활동의 주체 변수는 추가출산의도에 유의한 영향을 미치지 않았다. 기혼여성의 가정 내 지위만 놓고 본다면(Model 1), 경제권 변수가 추가출산의도에 유의한 영향($p<0.1$)을 미치는 것으로 보였으나, 인구사회학적 특성을 가정 내 지위와 함께 삽입한 경우(Model 4)에는 가정 내 지위의 유의한 영향력이 사라짐을 확인하였다.

이에 따라 자녀가 있는 기혼여성의 인구학적 특성인 연령과 혼인 기간 변수가 가정 내 지위에 비해 추가출산의도에 유의한 영향을 미침을 알 수 있었다. 따라서 자녀가 있는 기혼여성의 경우에는 본 연구에서 설계했던 가설을 채택하도록 한다.

제 6장 논의 및 제한점

본 연구에서는 기혼여성의 가정 내 지위가 출산의도, 혹은 추가출산의도에 유의한 영향을 미치는지를 「2015 가족실태조사」를 통해 살펴보았다. 분석 결과 자녀가 없는 기혼여성의 가정 내 지위는 출산의도에 유의한 영향을 미쳤으며, 자녀가 있는 기혼여성의 가정 내 지위는 추가출산의도에 유의한 영향을 미치지 않았다.

자녀가 없는 기혼여성의 가정 내 지위는 「2015 가족실태조사」의 하위 문항들을 가사일 결정권으로 요인화하였으며, 가사일 결정권은 가구 내 경제 관련 결정권과 가사 및 양육 관련 결정권으로 구분된다. 자녀가 있는 기혼여성의 가정 내 지위는 가사일 결정권과 자녀 돌봄 활동으로 요인화하였고, 이중 자녀 돌봄 활동은 자녀의 실생활과 관련된 돌봄 활동과 학업과 관련된 돌봄 활동을 누가 더 담당하느냐로 조작적 정의를 내렸다.

이는 McDonald의 양성평등이론(2000)에 기반하였으며, 해당 이론을 통해서유럽, 북유럽, 그리고 북미 국가에서의 출산 반등 현상을 설명하였기 때문이다. 즉, 기혼여성의 사회적 지위와 가정 내 지위 간 격차가 좁혀질수록 유급노동과 무급노동의 책임에서 어느 정도 벗어난 기혼여성에게 출산과 육아에 대해 고려할 여지가 생긴다. 하지만 김한곤(1992)이 언급한 바와 같이 한국 사회는 국외의 출산 이론을 그대로 접목하기에 무리가 따른다. 김한곤(1992)의 연구에서 1960년대 중반부터 1985년까지의 출산율 감소에 여성의 경제활동 참여율은 큰 영향을 미치지 않았다. 이는 저출산 요인을 여성의 노동시장 참여 증가와 여성의 교육수준 향상으로 보았던 국외 연구결과(Zeba Sathar 외, 1988; Michelle J. Hindin, 2000; Elisabeta Jaba, 2016)에 위배되는 부분이며, 여러 국가의 인구적, 사회적, 문화적 환경이 서로 다르기 때문에 해당 국가의 맥락적 접근이 반드시 이루어져야 할 것이다.

이러한 측면에서 본 연구가 갖는 의의와 아쉬움이 함께 남는다. 본 연구는 기존 국내 연구들과 다르게 출산에 대한 영향요인으로 여성의 사회적 지위 뿐만 아니라 가정 내 지위를 변수화하였고, 이를 자녀수에 따라 구분하여 살펴보았다는 점에서 의미가 있다. 대부분의 국내 출산 관련 연구 중 기혼여성의 가정 내 지위를 살펴본 연구나 이를 출산과 연관시켜 조사한 연구가 드물기 때문이다. 그럼에도 본 연구에서 가정 내 지위를 가사일 결정권과 자

녀 돌봄 활동으로만 한정되었다는 점은 추후 연구에서 보완될 필요가 있다. 예를 들어 현재는 많이 약해졌으나 남아선호사상에 따른 여성의 가정 내 지위 상승이나 시부모나 친척과의 관계, 출산 혹은 피임에 대한 결정권 등(김한곤, 1991; 문옥표, 1996) 해당 실태조사를 통해 파악하지 못한 부분이 분명히 존재하기 때문이다.

또한, 본 연구에서는 추가출산의도에 영향을 줄 수 있는 개인의 태도나 주변의 압력, 규범 등에 대한 변수를 「2015 가족실태조사」에서 차용하지 못하였다. Ajzen(1991)의 계획된 행위이론(Theory of Planned Behavior)에서 행동은 의도와 지각된 행위통제에 의해 이루어지고, 의도는 다시 행위에 대한 태도, 주관적 규범, 그리고 지각된 행위통제에 의해 결정된다고 가정한다. 이에 비추어 볼 때, 출산의도에 영향을 미치는 요인은 여성의 인구사회학적 특성이나 가정 내 지위 이외에도 출산의도에 대한 개개인의 긍정적, 혹은 부정적 태도, 출산 행위에 대한 주변의 압박이나 강요, 그리고 출산을 행할 수 있는 능력 등이 있을 것이다. 본 연구에서 사용한 독립변수들은 설문 특성상 개개인의 태도나 주변 환경 등을 정확히 반영하지 못하였기 때문에 추후 연구에서는 이러한 부분에 대한 심화적 접근이 필요할 것으로 보인다.

이어 한국 사회에서 양육의 어려움은 초등학교 자녀를 둔 기혼여성뿐만 아니라 중학생 이상의 자녀를 둔 기혼여성에게도 존재할 것이다. 하지만 본 연구에서 사용된 「2015 가족실태조사」에서는 만 12세 미만의 자녀를 둔 기혼여성의 가정 내 지위만 반영하게 되었다. 한국 사회에서의 중·고등학생의 사교육비를 고려해 볼 때, 만 12세 이상의 자녀들에 대한 돌봄 영역 역시 반영될 필요가 있다.

마지막으로 본 연구의 원자료인 「2015 가족실태조사」의 특성상 25세에서 44세 사이인 기혼여성의 수는 본 연구 결과를 일반화하기에 많이 부족하다고 보여졌다. 21세기 정보화 시대가 도래함에 따라 현재 보건학에서 사용되는 빅데이터를 고려한다면, 그리고 타 실태조사의 대상자 수와 비교해보면 더 정확한 분석을 위해 대상자 수에 대한 보충이 필요할 것이다. 특히 혼외출산이 드문 한국 사회의 특성상 모든 여성에 대한 조사가 아닌 실제 출산을 하는 25세에서 44세 사이의 기혼여성에게 좀 더 초점이 맞춰져야 할 것이다.

결론적으로 자녀가 있는 기혼여성의 가정 내 지위가 추가출산의도에 미치는 영향력은 유의하지 않다고 하여, 이를 단순히 가정 내 지위가 출

산에 영향을 미치지 않는다고 선불리 판단해서는 안 될 것이다. 본 연구에서 사용된 설문 자료나 분석 기법, 혹은 가설의 오류 등 연구적 문제점으로 인해 발생한 결과일 수 있기 때문이다. 이외에 기혼여성의 가정 내 지위가 점차 높아질수록 남성과 평등해지며, 양육이나 가사일 등에 있어서 부담을 덜 할 것이기 때문에 본 연구에서 미쳐 파악하지 못했을 수 있다.

혹은 이러한 가정 내 지위의 중요성에도 불구하고 아직 한국 사회에서는 기혼여성의 가정 내 지위가 출산에 미치는 영향이 타 요인들에 비해 미비하기 때문일 수 있다. Esping-Anderson의 다중평형이론에 따라 성평등 정도가 확실해지는 때에, 다시 말해 남성과 여성 간 지위의 격차가 줄어든 시기에 후속 연구를 재개한다면 다른 결과를 보일 것으로 예상된다.

자녀가 없는 기혼여성의 가정 내 지위는 출산의도에 유의한 영향을 보인 반면, 자녀가 있는 기혼여성의 경우 인구사회학적 특성이 추가출산의도에 영향력을 미친 만큼 저출산 현상을 해결하기 위해서는 자녀수에 따라 차별화된 정책적 접근이 필요할 것으로 보인다. 출산요인에 대한 연구는 현재까지 다양하게 이루어져 왔으며, 특히 여성의 사회경제적 지위에 중점을 둔 연구들이 다수였다. 출산에 영향을 미치는 요인으로써 여성의 사회적 지위뿐만 아니라 가정 내 지위, 그리고 맥락적 요인들을 함께 고려한다면 보다 실용적인 연구로 이어질 수 있을 것이다.

참고문헌

- Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In Demographic and economic change in developed countries (pp. 209-240): Columbia University Press.
- Blumberg, R. L. (1984). A general theory of gender stratification. Sociological theory, 23-101.
- Boehmer, U., & Williamson, J. B. (1996). The impact of women's status on infant mortality rate: A cross-national analysis. Social Indicators Research, 37(3), 333-360.
- Elisabeta, J., CHIRIANU, I.-A., BALAN, C. B., Ioan-Bogdan, R., & ROMAN, M. D. (2016). The Analysis Of The Effect Of Women'S Participation In The Labor Market On Fertility In European Union Countries Using Welfare State Models. ECONOMIC COMPUTATION AND ECONOMIC CYBERNETICS STUDIES AND RESEARCH, 50(1), 69-84.
- Estévez-Abe, M. (2013). An international comparison of gender equality: Why is the Japanese gender gap so persistent. Japan Labor Review, 10(2), 82-100.
- Hindin, M. J. (2000). Women's autonomy, women's status and fertility-related behavior in Zimbabwe. Population Research and Policy Review, 19(3), 255-282.
- Kang, H., Han, S., Kim, K., & Jhun, M. (2005). Multivariate data analysis using SAS by examples. Paju: Freedom Academy.
- Kravdal, Ø. (2002). Education and fertility in sub-Saharan Africa: Individual and community effects. Demography, 39(2), 233-250.
- Li, J., & Lavelly, W. (2003). Village context, women's status, and son

preference among rural Chinese women. *Rural Sociology*, 68(1), 87–106.

Mason, K. O. (1986). The status of women: Conceptual and methodological issues in demographic studies. Paper presented at the Sociological forum.

Mason, K. O. (1987). The impact of women's social position on fertility in developing countries. Paper presented at the Sociological forum.

Mason, K. O., & Lu, Y.-H. (1988). Attitudes toward women's familial roles: Changes in the United States, 1977–1985. *Gender & Society*, 2(1), 39–57.

McDonald, P. (2000). Gender equity in theories of fertility transition. *Population and development review*, 26(3), 427–439.

McDowell, L. (1997). Women/gender/feminisms: doing feminist geography. *Journal of Geography in Higher Education*, 21(3), 381–400.

Myrskylä, M., Kohler, H.-P., & Billari, F. (2011). High development and fertility: fertility at older reproductive ages and gender equality explain the positive link.

Sathar, Z., Crook, N., Callum, C., & Kazi, S. (1988). Women's status and fertility change in Pakistan. *The Population and Development Review*, 415–432.

Shen, C., & Williamson, J. B. (1997). Child mortality, women's status, economic dependency, and state strength: a cross-national study of less developed countries. *Social Forces*, 76(2), 667–700.

Skirbekk, V., Kohler, H.-P., & Prskawetz, A. (2004). Birth month, school graduation, and the timing of births and marriages. *Demography*, 41(3), 547–568.

Skirbekk, V., & Samir, K. (2012). Fertility-reducing dynamics of women's

social status and educational attainment. *Asian Population Studies*, 8(3), 251-264.

Upadhyay, U. D., Gipson, J. D., Withers, M., Lewis, S., Ciaraldi, E. J., Fraser, A., Prata, N. (2014). Women's empowerment and fertility: a review of the literature. *Social Science & Medicine*, 115, 111-120.

강유선, & 김찬우. (2018). 후속출산에 영향을 미치는 요인 탐색. *한국영유아보육학*, 110, 59-84.

강유진. (2014). 가족친화제도 이용경험에 영향을 미치는 요인. *한국지역사회생활과학회지*, 25(2), 147-161.

강현철. (2013). 구성타당도 평가에 있어서 요인분석의 활용. *Journal of Korean Academy of Nursing*, 43(5), 587-594.

계봉오, & 김영미. (2016). 저출산에 대한 문화적 접근: 성평등주의와 출산의 관계. *한국보건사회연구원 · 국민대학교 산학협력단*.

김경아. (2017). 결혼 여성의 출산율에 영향을 미치는 요인 분석. *문화와융합*, 39(6), 895-924.

김경희. (2018). 성 (불) 평등의 측정 가능성과 한계. *한국여성학*, 34(4), 35-68.

김승권. (2004). 최근 한국사회의 출산율 변화원인과 향후 전망. *한국인구학*, 27(2), 1-34.

김일옥, 왕희정, 정구철, & 최소영. (2011). 출산장려 정책과 근로시간이 기혼여성의 둘째 아 출산의도에 미치는 영향. *한국인구학*, 34(3), 139-155.

김정석. (2007). 기혼여성의 출산아수별 추가출산계획. *한국인구학*, 30(2), 97-116.

김한곤. (1992). 한국여성의 지위와 출산력: 1966-1985. *한국사회학*, 25(WIN), 177-198.

- 문옥표. (1996). 가족내 여성지위의 변화. 정신문화연구, 19(2), 59-78.
- 박수미. (2008). 둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성 형평성. 한국인구학, 31(1), 59-77.
- 서정연, & 김한곤. (2015). 출산자녀수별 기혼여성의 출산의지에 영향을 미치는 요인. 한국인구학, 38(3), 1-24.
- 성문주. (2016). 국제지표로 살펴 본 성평등지수. 디지털융복합연구, 14(6), 43-49.
- 송유진. (2005). 중국 가족에서의 여성의 지위. 한국인구학, 28(1), 203-233.
- 신인철. (2009). 기혼여성의 자녀출산계획에 대한 공간효과 분석. 한국인구학, 32(2), 59-85.
- 여성가족부. (2015). 2015년 가족실태조사 분석 연구.
- 오승빈, 장준혁, 박진형, & 김홍태. (2013). 감성평가를 이용한 선교알람관리시스템의 청각아이콘 평가. Journal of Korean Navigation and Port Reserch, 37(4), 401-407.
- 오승아, & 유준호. (2015). 부모의 일반적 특성과 심리학적 요인, 사회문화적 요인이 기대자녀수에 미치는 영향. 유아교육학논집, 19(2), 5-28.
- 우원규, 유승현, & 조영태. (2013). 기혼여성이 자녀출산시기결정시 고려하는 연령. 한국인구학, 36(4), 25-49.
- 이병재, & 김태완. (2018). 경제사회적 특성이 혼인 및 출산에 미치는 영향: 패널분석을 중심으로. 한국사회복지정책학회 춘계학술대회자료집, 2018, 3-18.
- 이삼식. (2006). 저출산 원인구조와 정책방향. 보건복지포럼, 2006(1), 5-17.

- 이삼식, & 최효진. (2014). 가임기 기혼여성의 노동시장 참여형태가 출산 이행에 미치는 영향. 보건사회연구, 34(4), 153-184.
- 이성용. (2006). 경제위기와 저출산. 한국인구학, 29(3), 111-137.
- 이성용. (2009). 출산순위별 출산증가 요인 분석. 한국인구학, 32(1), 51-70.
- 이영경, 연희정, & 김은주. (2017). 다자녀 어머니들의 출산에 대한 인식 연구. 열린부모교육연구, 9(2), 47-70.
- 이인숙. (2005). 저출산의 요인분석과 사회복지적 함의. 한국사회복지학, 57(4), 67-90.
- 이형민. (2012). 후속출산계획의 영향요인에 관한 연구. 한국영유아보육학, 70, 1-31.
- 임훈민, & 김중백. (2013). 취업이 결혼희망연령에 미치는 영향에 대한 연구. 한국인구학, 36(3), 45-67.
- 장진희, & 박성준. (2016). 서울시 기혼여성의 추가출산 영향요인 분석을 통한 정책방안 연구. 서울시 여성가족재단 연구사업보고서, 1-159.
- 전광희. (2018). 유럽의 인구동향 및 저출산 대응 가족정책과 한국 인구정책의 과제. 사회과학연구, 29(1), 219-237.
- 정성호. (2009). 저출산에 관한 이론적 접근. 한국인구학, 32(2), 161-183.
- 정성호. (2013). 동아시아의 초저출산 추이와 전망. 한국인구학, 36(2), 27-44.
- 정혜은, & 진미정. (2008). 취업여부에 따른 기혼여성의 둘째자녀 출산의도. 한국인구학, 31(1), 151-168.
- 조성연, 신혜영, 최미숙, & 최혜영. (2009). 한국 초등학교 아동의 행복감 실태조사. 아동학회지 제, 30(2).

조영태. (2009). 서울시의 저출산 현상 분석: 인구학적 접근. 서울시 여성가족재단 연구사업보고서, 9-10.

주재선. (2014). 국제통계로 본 한국 여성의 지위. 젠더리뷰, 34-58.

최운정, 박경수, & 이석호. (2014). 중고령 여성장애인의 취업여부에 영향을 미치는 요인 연구. 장애와 고용, 24(3), 123-146.

허수연. (2008). 맞벌이가구 여성과 남성의 가사노동시간에 관한 연구. 한국여성학, 24(3), 177-210.

홍미영, 임현정, & 조한나. (2016). 부산지역 성평등지표 분석과 개선방안. 연구보고서, 1-138.

황나미. (2007). 가임기 여성의 출산에 영향을 미치는 생식건강 요인 연구. 보건사회논집, 27(2), 122-141.

Abstract

The effect of married women's status within the household on childbearing intentions : A parity-specific approach

Hyoung Jun Kim
Public Health
The Graduate School of Public Health
Seoul National University

The goal of this study is to examine the effect that married women's status within the household has on childbearing intentions using a parity specific approach.

The data from 「2015 The family fact-finding survey」, which was conducted by the Ministry of Gender Equality and Family, was used. The final sample included 956 married women aged between 25 to 44. Logistic regression analysis was separately run stratified by parity, as for childless couples and couples with more than one child aged less than 12 years old.

At parity zero, duration of marriage and economic decision-making variables have significant effects on fertility intentions. In the case of the other group (parity more than one), the variables that affect intentions to have more children are age, duration of marriage, and employment status of married women.

The effect of that married women's status within the household on childbearing intentions is parity-specific following this study. At parity zero, the probability of having a child was higher if women's status within the household was stronger. But this effect was

disappeared if married women had more than one child and her socioeconomic characteristics affected significantly fertility intentions. Following the results of this study, I shed light on the parity specific approaches to low-fertility phenomena. Also, women's status within the household needs to be considered key-factors as much as other ones.

Key words: Women's status within the household, childbearing intentions, parity, married women, the family fact-finding survey

Student number: 2017-25287